# علم المن المحالي

دكورُعَبَّاسُ مُحَمُودُ عُوض اشاذعلمالننس كلية الآلاب مامعة الإسكندية

دارالمعضى التجامعين عدد من سوتيد الأواريطة من ١٦٣٠ ١٦٣٠ ٣٨٧ من تغالالسيس الشاكي من ٣١٤٦ ١٥٩



Converted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)



عِلم الفية الاجتابي

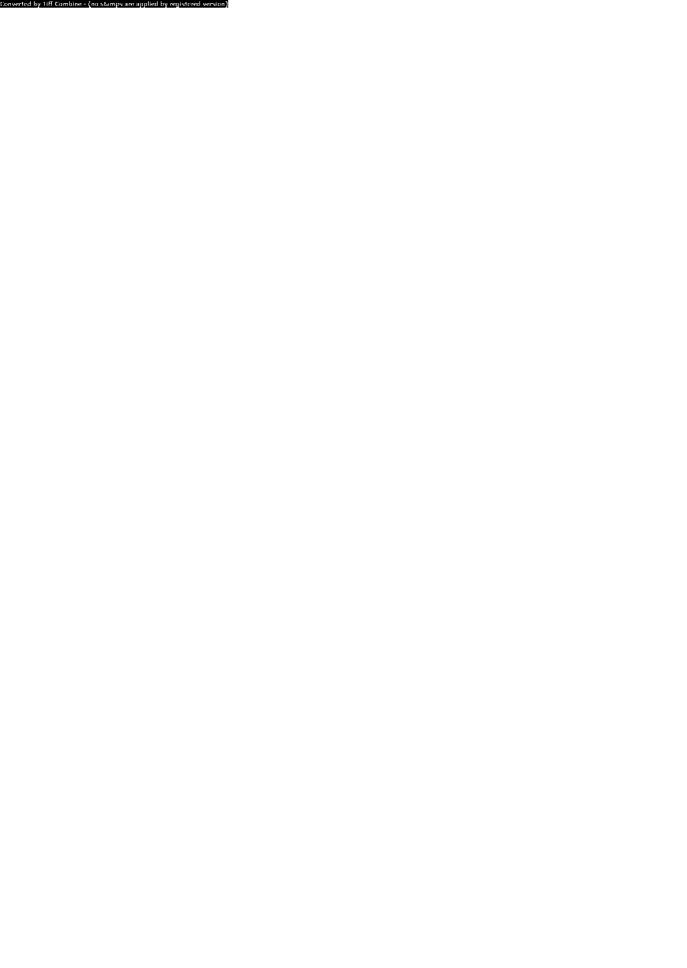


# علم المنافية

دكدورُعَبُّاسُ مُحَمُودُعُوضُ ابتاذعلمالنفس كلية الآداب مائدة الإسكندية

1999

دارالمعضى المجامعين ١٠ شرسيد الأوارية ١٠ ١٩٣٠ ١٦٢٠ ٢٨٧ ت تنان لديد الثالي ١٠٦٠



الْمَايُوكَ الصَايرُونَ آجَرَهُمْ بِغَيْرِحِسَابٍ مَدَوَ الله العَظالِيم





الأبحاث العلمية ليست صيغاً بلاغية انشائية، إنما هي أسلوب علمي . بالأرقام . ولهذه الأرقام دلالتها ومعناها ، لذا ، فقد أخذت الأبحاث التجريبية الاحصاء وسيلة لها تدعمها وتجرد نتائجها فلا تجعلها تتيه في لغة الانشاء، وبذا يتمكن الباحث من عرض نتائجه في وضوح وتجرد مدعم .

وأبحاث علم النفس الحديث إنما هي أبحاث تجريبية ، تجمع بين التحليل الكمي والكيفي ، والتحليل الكمي وسيلته الأرقام ، والأرقام الخام لا معنى لها إنما هي تكتسب معناها من علاقاتها بعضها ببعض ومن محكات تفسرها ، لذلك ينبغي لمن يتصدى لعلم النفس اليوم دارساً له أو باحثاً فيه ، أن يؤهل لفهم أبحاثه وأساليبها ، ويصبح بعد ذلك أهلاً للتصدي .

والباحث في العلوم الانسانية يحتاج لفهم الاحصاء كلغة علمية ذات دلالة وأهمية، وليس معنى هذا أن يصبح هذا الباحث متخصصاً في الاحصاء، إنما كل ما يحتاج إليه هو أن يلم بهذه اللغة وأساليبها دون الدخول في أسسها الرياضية ومتاهاتها ومن ثم يقدر أن يتخير منها ما يعينه على القيام ببحثه العلمي التجريبي ذلك بعد فهم للأسس التكنيكية للبحث العلمي.

وإذا ما تفهم الباحث لغة الاحصاء وأساليبها، استطاع استثهارها، استثهاراً جيداً.

والكتاب يستهدف تحقيق هذا الهدف واستجلائه على أن نوقر في وجداننا أن الاحصاء خادم ممتاز ولكنه سيد سيء.

والله من وراء القصد وهو يهدي السبيل...

دكتور عباس محود عوض

# الفصل الأول

# المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة Discrete Variables & Continuous Variables

نحن نحاول أن ندرس ظاهرة ما ، أو سمة معينة ، أو قدرة أو استعداد . أو أن ندرس . السن أو الدخل أو الضوضاء أو الضغط الجوي ، أو أي خاصية من خواص الأشياء أو الموضوعات . أو أي عنصر من العناصر . . أو حادثة من الحوادث . . وهذه كلها ان هي إلا متغيرات Variables .

والمتغير احصائياً إنما هو أي كمية يمكن أن تتخذ درجة من مجموعة من الدرجات المكنة..

والمتغيرات إما نوعية أو كمية. فالمتغيرات النوعية مثل الجنس والجنسية والمهنة والدين وما إليها، وحين نصنف طلاب الجامعة أو تلاميذ المدارس إلى ذكور واناث، ونصنف الأجانب المقيمين في احدى الدول إلى أمريكان ويوغوسلافيين وانجليز وماليزيين، فاننا نقوم بتصنيف نوعي ولا يهم في ذلك إذا وضعنا الاناث قبل الذكور أو العكس أو وضعنا الأمريكان قبل الانجليز أو أن يحدث العكس، ونطلق على مثل هذه المتغيرات عير المنفصلة.

أما إذا كان لدينا اطوال مجموعة من طلاب الجامعة وحاولنا تصنيفهم خسب الطول، فاننا يمكن أن نرتبهم بأن وضع أطولهم في قمة الترتيب وأقصرهم في نهايته. وبذلك يكون هذا المتغير متغيراً مرتباً. كما يمكن لنا أن نسمي هذا

المتغير بالمتغير المستمر، لأنه من الممكن أن نحصل على درجات للطول لا حصر لها بين أى درجتن .

فبين الدرجتين ١٦٠ سم و١٧٠ سم قد يكون لدينا العديد من الدرجات المستمرة Continuous Grades مثل ١٦٠، ١٦١، ١٦١، ١٦٠. إلخ، بل أن بين الدرجتين ١٦٠ ـ ١٦١، قد يكون لدينا من طوله ١٦٠١، ٢٠٠١ من الخرب ١٦٠٠، الخرب الحرب الخرب الحرب ال

وقد يكون المتغير مرتباً وغير مستمر، فاذا حاولنا ترتيب أقسام احدى الكليات ومراحلها تبعاً لعدد الطلاب في كل منها فقد نضع في القمة أكبر الأقسام عدداً وفي النهابة أقلها عدداً، ولكن لا يمكننا أن نقول أنه يوجد في أحد الأقسام ١/٢٥ طالباً. وكذلك إذا حاولنا ترتيب عدد الأبناء في أسرة من الأسر، فلا يمكننا القول بأنه يوجد في هذه الأسرة ١/١٥ طفل، فهذا المتغير وان كان من المتغيرات المرتبة، إلا أنه متغير منفصل.

اذن يمكن تقسم المتغيرات إلى: ـ

- ١) متغيرات غير مرتبة ومنفصلة كالجنس والدين والجنسية والمهنة واللون
   وغيرها.
- ٢) متغيرات مرتبة ومستمرة كالطول والوزن والسن ودرجات الذكاء والدخل وغيرها.
- متغيرات مرتبة ومنفصلة كعدد الأبناء في الأسرة وعدد التلاميذ في الفصول المدرسية.

# التوزيعات التكرارية

#### الجدولة Tabulation

لو حاول أحد المدرسين تلخيص درجات طلبة الثانوية العامة في مادة الرياضة مثلا في صيغة مفهومة، فإن هذه الدرجات إذا كان عدد الطلبة كبيراً

( ٧٠٠ مثلاً أو أكثر) فانها ترصد في عدد كبير من الكشوف يستحيل على من يستعرضها أن يأخذ صورة واضحة عنها، لذا ينبغي أن يلجأ إلى وضعها في جدول واحد يوضح الصورة المطلوبة، والمثال التالي يعرض لأوزان . ٤ طالباً بالكيلوجرام ومقربة إلى أقرب كيلوجرام لنتبين كيف يمكن لنا جدولتها ومن ثم وضعها في جدول ويسمى هذا الجدول بالجدول التكراري، وهذه الدرجات نسميها عادة بالدرجات الحام. Raw Scores وفيا يلي . ٤ درجة خام لأوزان هؤلاء الطلاب لجدولتها =

		• •	( أوزان 10 طالباً مقربة لأقرب كيلو جرام )					
- 1	- 1	L	•			18A 125		
	<del></del>		127	12.	177	174		
1			117	127	١٧٣	127		
	01 01 1.	07 12A 01 119 100	01 114 177 01 119 170 100 100	01   14   17   12V   101   101   101   11V   11V	12	10 119 177 177 177 177 177 177 177 177 177		

#### خطوات عملية الجدولة

- ١) من هذه الأرقام استخرج أصغر رقم وهو (١١٩) ثم أكبر رقم وهو
   ١٧٦).
- ٢) ثم أحسب الفروق بينهما فتكون النتيجة تساوي ١٧٦ \_ ١١٩ = ٥٧ =
   وهذا الرقم يسمى المدى Range
- ٣) وانظر ما إذا كان من الممكن تقسيم المدى إلى فئات متساوية أو أقسام متساوية تتراوح ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، على أن يكون حجم الفئة به مناسباً. فيكون طول الفئة ١٥ مثلاً أو ١٠. ويفضل العلماء أن تتراوح: "

عدد الفئات ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، ذلك لأسباب سوف نتبينها بعد ذلك، على أن هذا لا يمنع أن يكون عددها أقل من ذلك.

- عامود واضعاً أصغر الفئات في نهاية العامود
   غ اصعد مرتبا لبقية الفئات بعدها ترتيباً تصاعدياً كما يمكن لنا أن نقوم
   باجراء العكس.
- ٥) وقد يحتاج الأمر إلى اضافة فئة أخرى في أحد نهابتي العامود أو في كليها لادخال الأرقام المتطرفة حتى يستوعب الجدول كل الأرقام. وفي مثالنا هذا.. فإن طول الفئة سوف يكون (٥) وعدد الفئات سوف يكون (١١). ذلك بقسمة (المدى) ٥٧ ÷ ٥ (وهي طول الفئة) فيكون الناتج (١١).

ونلاحظ أن الرقم ١١٥ لا يدخل في عامود الغثات، كذلك الرقم ١٧٦، لذلك نضيف الفئة ١١٥ ــ ١١٩ في أسفل العامود حتى يمكننا ادخال الرقم ١١٩ في جدول الفئات، كما نضيف الفئة ١٧٥ ــ ١٧٩ في قمة العامود لادخال رقم ١٧٦ وبذلك سيكون لدينا ١٣ فئة.

وبعد ذلك نقوم بحصر الأرقام التي تدخل في كمل فئة إمما بماستخدام علامات على شكل خط أو نقطة لكل عدد أو رقم.

ونقوم بحصر هذه العلامات أمام كل فئة ونضعها في عامود نومز له بالرمز (ك) أي التكرار .

فاذا جمعنا هذه التكرارات، فاننا نحصل على العدد الكلي للدرجات التي لدينا وعددها (٤٠).

وفيها يلى تطبيق لهذه الخطوات

والجدول التالي يبين أوزان (٤٠) طالباً:

(ك) التكرار	الرموز والعلامات	(ف) الفئات
`	١	144 - 140
. )	١	145 - 14.
۲	п	179 - 170
٣	, III	176 - 170
٣	m	109 - 100
ه	<del>1111</del>	101 - 10.
λ .	пі нн	119 - 110
٦	[ <del>III </del> ]	111 - 12.
	I <del>IIII</del>	144 - 140
. V	t ·	18 - 18.
٣	III	144 - 140
	صفر	171 - 17-
Λ,	1	119 - 110
	·	
٤٠	ن <del>=</del>	

# لاحظ ما يأتي =

- ١) إن لكل فئة حداً أدنى وحداً أعلى.
- الحدود المكتوبة لكل فئة ليست هي بالضرورة الحدود الفعلية لهذه الفئة. فاذا كانت الأوزان كما في هذا المثال قد أخذت لأقرب كيلوجرام، فالحدود الفعلية للفئة ١١٥٥ ١١٩ هي ٥ر١١٤ و ٥ر١٩ لأننا أثناء القياس كان الشخيص الذي نحصل على طوا ليه قيدره ١١٤٧ أو ٨ر١١٤ أو ٨ر١١٤ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو لأخر كيلوجرام فمعنى هذا أننا كنا نتغاضى عن الكسور فمن كان وزنه

- (١١٥) كنا نعتبر وزنه (١١٥) فقط وحينئذ يكون الحد الفعلي لهذه الفئة الأدنى هو (١١٥) والحد الأعلى لها (١١٩).
- ٣) لسهولة الجدولة ووضوح الجدول فاننا لا نستخدم الحدود الفعلية للفشات
   كما في مثلنا هذا ولكن ننص في البداية على ما إذا كان القياس قدتم بعملية
   التقريب أو بالتغاضى عن الكسور وأخذ الأوزان لآخر رقم صحيح.
- إن نحن نحتاج لاجراء العمليات الحسابية والاحصائية إما إلى الحد الأدنى للفئة أو ما نسميه موكز الفئة. ومركز الفئة نتخذه على أنه الممثل لكل الدرجات في هذه الفئة، فاذا أخذنا الفئة ١٤٥ ــ ١٤٩، نجد أنه يقع فيها ثحانية وما دمنا لا نعرف من الجدول الدرجات الفعلية لهؤلاء الثمانية فاننا نأخذ الرقم ١٤٧ الذي يمثل مركز الفئة على أنه الممثل لدرجات هؤلاء الثمانية وكأن الجميع كانت أوزانهم ١٤٧ ومن المستحسن أن تكون بداية الفئة تقبل القسمة على طول الفئة.

#### جدولة التكرار النسبي Tabulation of Frequency Ration

التكرار النسبي لأي فئة هو ببساطة التكرار الذي يقع في هذه الفئة مقسوماً على العدد الكلى للحالات ويتم التعبير عنه بنسبة مئوية والتكرار النسبي يغيدنا: ــ

أولاً: حين نقارن نسبة الحالات التي تقع في أجزاء التوزيع المختلفة. ثافياً: وعند مقارنة التوزيعات لمجموعات مختلفة كما أن النسبة المئوية تعطي لنا دلالة أقدر من العدد المطلق Absolute Figures.

ثالثاً: وهو أيضاً له أهميته حين نتكام عن التوزيع الاحتمالي. والجدول التالي يبين التوزيع التكراري النسبي لأوزان ٤٠ طالباً: ــ

التوزيع النسبي ٪	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر۲	Λ.	174 - 170
٥ر٢	١	175 - 17.
-ره ·	۲	179 - 170
٥ر٧	٣	175 - 17.
۵ر۷	٣	. 104 - 100
٥ر١٢	ه	101 - 10+
-ر۲۰	٨	129 - 120
_ر١٥	٦	122 - 12.
٠ - ١٥٠	٦	149 - 140
٥ر٢	١	148 - 14.
۵ر۷	٣	149 - 140
صفر	صفر	148 - 140
٥ر٢	١	.119 = 110
, Zi · ·	ن = ٠٤	

# سان التكوار المتجمع الصاعد للتكوارات وللنسب المتوية ..

عندما نحتاج إلى بيان عدد الأفراد الذين يقعون تحت درجة أو نقطة معينة وأولئك الذين يقعون فوقها وكذلك نسبتهم المئوية، فانه يساعدنا على ذلك التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية لها والذي سوف نتبين فائدته عندما نقوم بحساب الوسيط والترتيب المئوي.

#### خطوات حساب التكرارات المتجمعة الصاعدة:.

- نبيباً من نهاية عامود التكرارات في توزيعنا الحالي ونجمعها على التوالي، وفي هذا التوزيع نقوم بجمع واحد + صفر، وهو التكرار الثاني من

أسفل، فتكون النتيجة واحد، فنضع هذا (الواحد) في عامود جديد مطلق علمه التكرار المتحمع الصاعد، وإذا أضفنا هذا المجموع إلى التكرار في الفئة الثالثه، فيكون المجموع (٤) وهذا الرقم نضيف إليه بعد ذلك تكرار الفئة الرابعة فيكون المجموع (٥)، فاذا أضفنا إليه التكرار في الفئة الخامسة يكون العدد (١١) وهكذا حتى نصل إلى آخر فئة لنصل بالعدد إلى (٤٠).

- بين كل رقم في التكرار المتجمع الصاعد عدد الأفراد أو التكرارات تحت الحد الأدنى الفعلي للفئة التالية لها. ففي الفئة السادسة يدل الرقم (١٧) على أن هناك (١٧) طالباً أوزانهم أقل من ٥ر١٤٥ وهذه هي الفئة التي تمثل الحد الأدنى للفئة التالية (١٤٥ ١٤٩) وتمثل الحد الأعلى في الوقت نفسه للفئة (١٤٠ ١٤٤).
- كما يمكن الحصول على الترتيب المئوي للمتجمع الصاعد بقسمة كل عدد في عامود التكرار المتجمع الصاعد على العدد الكلي للدرجات ٤٠ ووضع النسبة المئوية التي يتم الحصول عليها في عامود رابع وأمام كل فئة ونطلق على هذا العامود النسبة المئوية للمتجمع الصاعد.

التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المتوية لأوزان 10 طالباً

النسبة المثوية للتكوار المتجيع الصاعد	التكوار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
<b>-ر۱۰۰</b>	٤٠	. 1	194 - 144
٥ر٧٧	٣٩	١ ،	148 - 14.
ره۹	٣٨	۲ ا	174 - 170
4.7-	*1	۳	178 - 17.
۵۲۲۸	**	+	104 - 100
<b>ـره۷</b>	٣.	•	108 - 10.
٥ر٢٢	70	٨	129 - 120

النسبة المتوية للتكوار المتجمع الصاعد	التكوار المتجمع الصاعد	(ك) التكرار	(ف) الفئات
٥ر٢٤	۱۷	٦	122 - 12.
٥ر٢٧	11	٦	144 - 140
۵ر۱۲	٥	١	178 - 17-
11-5-	٤	٣	179 - 170
٥ر٢ أ	1	صفر	146 - 140
٥ر٢	1	<b>,</b> ,	119 - 110
		ن = ٠٤	

# التمثيل البياني Graphic Presentation

يمكننا أن نمثل الدرجات التكرارية والتكرارات النسبية برسوم بيانية أهمها Frequency والمضلع التكراري Frequency والمضلع التكراري Polygon والمنحنى التكراري الصاعد Prequency Curve والمنحنى التكراري الصاعد

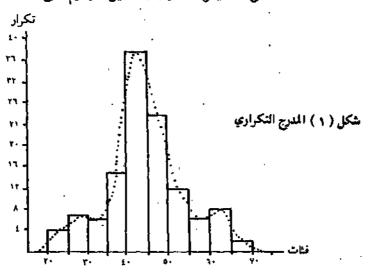
#### خطوات رسم المدرج التكواري Frequency Histogram بـ

- ١) نرمم خطأ أفقياً وآخر عمودياً يلتقي في نهايته من على اليسار.
- ٢) ثم نضع الفئات على المحور الأفقي الذي نطلق عليه عادة المحور س بعد تقسيمه إلى أقسام منساوية تاركين مسافة في نهايته تساوي كل مسافة من المسافات الأخرى التي قسم إليها هذا المحور.
- ٣) نجعل المحور الرأسي الذي يطلق عليه عادة الرمز ص يمثل التكرارات في
   كل فئة أو النسب المئوية ذلك في حالة إذا ما كان الرسم سيمثل التكرار
   النسبي .
- ٤) نرسم بعد ذلك خطأ أفقياً موازياً للمسافة التي تمثلها الفئة على المحور
   الأفقي عند التكرار في هذه الفئة كها يتبين على المحور الرأسي ثم نسقط

أعمدة من نهاية الخطوط الأفقية التي قمنا برسمها لتلتقي بحدود الفئات. فهذا يعطينا المدرج التكراري المطلوب.

نلاحظ أن كل عمود يمثل مساحة هذه المساحة تمثل جزء من المساحة الكلية للمدرج والمساحة الكلية تمثل وحدة أي واحد صحيح بالتالي مساحة كل عمود تمثل نسبة من هذه الوحدة.

يلاحظ أن الأعمدة التي أسقطها ستكون مشتركة كحدود فاصلة بين كل فئة وأخرى أي أن الرسم سيكون في شكل أعمدة ملتصقة ومشتركة بين الفئات المتلاصقة على أن يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة كلها.

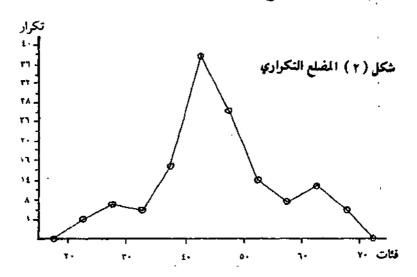


### خطوات رسم المضلع النكواري Frequency Polygon

- ١) نرسم المحورين س، ص ونجعل المحور الأفقي ١ س، للفئات والمحور الرأسي ١ ص، للتكرارات وذلك بنفس الطريقة التي سبق شرحها في رسم المدرج التكراري.
- ٣) نمثل للتكرارات بنقطة أو بعلامات « X » نضعها مباشرة فوق مركز
   الفئات وعند النقطة التي تمثل مراكز هذه الفئات.

- ٣) نقوم بتوصيل هذه النقط أو العلامات بخطوط مستقيمة فينشأ لدينا مضلع تكراري.
- ٤) وحتى يتم استكمال المضلع نوصل النقيط التي تحشل التكرار في الفئتين
   المتطرفتين إلى منتصف المسافة التي تركناها على كل طرف من أطراف
   المحور (س).
- وبلي هذا مضلع تكراري رسم على المدرج التكراري السابق بعد رسم أعمدته منقوطة لنبين الفرق بين الاثنين.
- ٥) ويلاحظ من الرسم أن مساحة المضلع التكراري Polygon تساوي مساحة المدرج التكراري Histogram .

والرسم التالي بمثل مضلع تكراري لأوزان ٤٠ طالباً: ـ

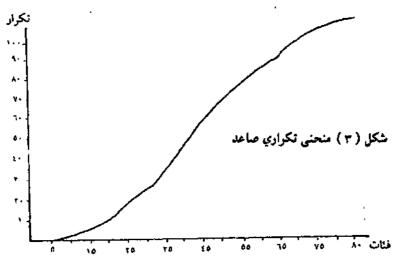


### المنحني الصاعد

نتوصل إلى الحصول على المنحنيات الصاعدة باستخدام التكسوارات المتجمعة الصاعدة للدرجات الخام أو للنسب المئوية والتي سبق أن شرحنا كيفية التوصل إليها .

# خطوات رسم المنحني الصاعد:-

- التكواري برسم المحورين س، ص كما في المدرج التكراري والمصلع التكراري بحيث يمثل المحور الأفقي « س » فئات الدرجات ويمثل المحور « ص » التكرارات الصاعدة.
- ن هذا النوع من الرسوم البيانية نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة بدلاً من مسركن الفئة كها في المضلع التكراري وهذا من الاختلافات الهامة بين الرسمين بالاضافة إلى اختلاف ما يمثله المحور وصع في كلا الرسمين، ذلك أنه في المنحني الصاعد يمثل التكرارات الصاعدة كها سبق القول

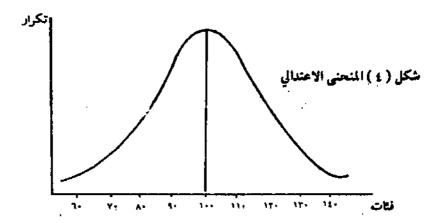


# الأنواع الأخرى للمنحنيات

#### ١) المنحنى الاعتدالي Normal curve

ويسمى المنحنى الاعتدالي أو المنحنى الجزئي او المنحبي المرصي أو المنحنى الاحتمالي، ويتميز هذا المنحنى في شكله بالسبمرية أي أننا إذا أسقطنا عمودا من قمته إلى قاعدته فانه بقسمه قسمين متساويين ينطبقان

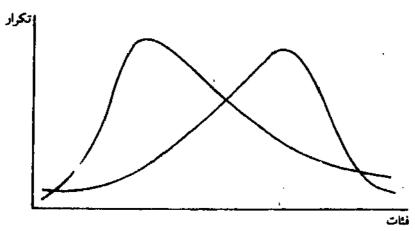
على بعضها تمام الانطباق وهذا التوزيع المشالي تسوزيم فسرضي لأنسا نفترض أننا إذا اخترنا أية مجموعة بطريقة عشسوائية من جهسور كبير وطبقنا على أفراده أي اختبار فلا بد أن تتوزع الدرجات على هذا الشكل، بمعنى أنسا نفترض أن السمات المختلفة أو القسدرات أو الاستعدادات والتي يمكن قياسها توزع بين الأفراد جميعاً في هذا الشكل، ونظراً لما لهذا المنحنى من أهمية في علم الاحصاء وفي علم النفس، لذلك سوف نتناوله بعد قليل بشيء من التفصيل، ونورد فيا يلي رسماً يبين شكل هذا المنحنى ويلاحظ أن لهذا المنحنى قمة واحدة، ذلك لأن فئة من فئاته تتوافر فيها التكرارات أكثر من أي فئة أخرى.



#### ٢) المنحنيات الملتوية ...

كثيراً ما ينتج لدينا بعد توزيع الدرجات منحنى ذو قمة واحدة ولكنه ملتوي يميناً أو يساراً أي أن الفئة التي تتواتر فيها التكرارات أكثر من غيرها تميل ناحية الدرجات المرتفعة ويكون الالتواء إلى اليمين أو تميل ناحية الدرجات المنخفضة ويكون الالتواء إلى اليسار وفي الحالة الأولى نسمي المنحنى منحنى ملتوي سلبياً وفي الحالة الثانية نسميه منحنى ملتو أيجابياً. وسوف نتبين معنى ذلك في شُرُّعنا للمقاييس التي تسمى بمقاييس النوعة المركزية والشكلان المتسائيان يمثلان منحنيين ملتدويين

أحدهما ملتوياً التواءاً سلبياً والآخر ملتوياً التواءاً ايجابياً.



شكل ( ٥ ) الالتواء الموجب والالتواء السالب

#### ٣) المنحنيات ذات القمتين: ـ

قد ينتهي التوزيع بنا إلى الحصول على رسم بياني في شكل منحنى ذي قمتين أي توجد فيه فئتان يتواتر فيها التكرار أكثر من غيرها من الفئات كما قد يكون هناك في بعض التوزيعات أكثر من قمتين.

#### تهيد المنحنيات Smoothing of the curves

في المضلع التكراري وفي المنحنى الصاعد نلاحظ أنه نتيجة لتوصيل النقط التي تمثل التكرارات بخطوط أن المنحنى ليست فيه نسوية أي أنه ليس ممهداً فإما أن تتم التسوية والتمهيد باليد أو بالطريقة التي يطلق عليها طريقة المتوسط للمتحرك Moving average or Runing average

#### خطوات تمهيد المنحنيات: ـ

نحصل على الدرجة الممهدة للفئة بمأن نجمع تكرارات همذه الفئة على نكرارات الفئة اللاحقة والسابق ونقسم الناتج على ٣ وفي توزيعنا السابق همي صفر + 1+ صفر = ١ مقسوماً على ٣ = ٣ر تقريباً.

فاذا أخذنا الفئة التي تليها وتكرارها صفر ويسبقها ١ ويليها ٣ يكون المجموع ٤ بقسمة ٤ على ٣ يكون الناتج مساوياً ٣ر١ ونستمر في هذه العملية. فاذا حاولنا التمثيل بيانيا للدرجات التي نحصل عليها فان الرسم الناتج يكون عمهداً.

وفيها يلي الدرجات الممهدة للتوزيع التكراري لأوزان ٤٠ طالباً :-

التكوارات المهدة	(ك) التكرار	الفئات
٦ر-	1	179 - 170
<b>کر</b> ۱	١	175 - 17.
<b>–ر۲</b>	۲	179 - 170
٦٢ ٢	٣ -	176 - 170
٦٦٦	٣	101 - 100
۳ره	٥	101 - 10-
۳ر٦	٨	101 - 110
<b>-ر</b> ٦	٦	122 - 120
٣ر٤	٦	189 - 180
۳ر۳	١	182 - 180
۳ر۱	۲	149 - 140
۳ر۱	صفر	171 - 170
۳ر —	1	119 - 110



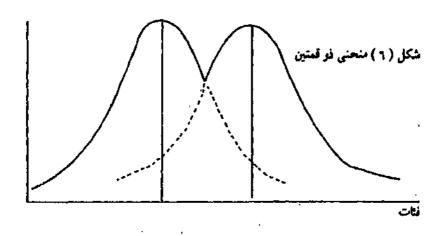
# الفصل الثاني

#### مقاييس النزعة المركزية Central Tendency Measures

الدرجة التي يحصل عليها الفرد في اختبار للذكاء أو التحصيل الدراسي أو أي اختبار نفسي آخر هي درجة خام لا قيمة لها إذا لم تكن تبين أن هذا الفرد متوسط أو أقل من المتوسط أو فوق المتوسط أو ممتاز والمحك Criterion الذي يعطي لنا هذه الدلالة هو ما نطلق عليه كلمة معيار Norm ، فالمعيار إنما هو مستوى قياسي نرجع له لفهم دلالة الدرجة التي يحصل عليها الفرد في أي اختبار ، لذلك فالاختبارات التي لا معايير لها لا تكون لها قيمة ، ولهذا فان الاخصائيين يهتمون بمقارنة أي درجة يحصل عليها الفرد سواء أكانت تدل على طوله أو وزنه أو هي درجته في اختبار نفسي بدرجة مرجعية حتى تكون لهذه الدرجة الخام معنى ، ولقد تبين أن الدرجات تتمركز حول درجات وصفية أو درجات قياسية أو قيم مركزية هي المتوسط الحسابي Arithmetic Mean والوسيط المشافد (أي فرد) في مادة الرياضة مثلاً ، وكان لدي أيضاً متوسط درجات زملائه في هذه المادة ، فانني أستطيع أن أحكم عما إذا كانت درجته هذه متوسطة أو فوق المتوسطة أو أقل من المتوسطة .

والمتوسط لا يكون له أي معنى إذا لم يكن هؤلاء الأفراد الذين تقارن درجاتهم متجانسين لا يراعى فيهم انتقاء معين، كما ينبغي أن يكونوا من سن واحدة وجنس واحد ولغة واحدة وسلالة واحدة.

وإذا حاولنا معرفة متوسط السن في بلد كالولايات الأميركية تتعدد فيه



الأجناس والطبقات، وبالتالي اللغات (هنود حر — زنوج — يهود — مهاجرون من بلاد الكتلة الشرقية والكتلة الغربية ومن البلاد النامية) فانه ينبغي علينا اختبار عينة ممثلة لكل عناصر هذا المجتمع بنسب متساوية لأعدادها الحقيقية، ولسنا في حاجة إلى حصر كل أفراد هذه الفئات للحصول على المتوسط الذي نريده، إنما يقتصر عملنا على عينة مكونة من ٣٠ أو ٥٠ فردآ أو يزيد يختارون بطريقة عشوائية Randomly، ولكي نحدد العدد المناسب الذي نزيد يختاره لتكوين عينة ممثلة، فإن المنحنى الاعتدالي يمكن أن يساعدنا في هذا الصدد، فإذا رسمنا رسماً بيانياً يمثل محوره الأفقي متغير السن والمحور الرأسي عدد الأفراد، فإذا أعطى لنا هذا الرسم شكل المنحنى الاعتدائي أو كان قريباً من المنحنى الاعتدائي، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدائي، فإن هذا يعني أن عدد أفراد العينة الذي اخترناه يكون عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدائي، فإن هذا يعني أنه ينبغى أن نزيد من عدد أفراد عينتنا...

# المتوسط الحسابي Arithmetic Mean

لنفرض أن هناك ست تلاميذ حصل كل منهم على مصروفه اليومي وكانت المبالغ التي حصلوا عليها بالقرش على النحو التالي = 17 - 11 - 10 - 10 = 10 - 10, وإذا كنا نريد أن نعرف متوسط مصروفهم اليومي، فاننا نجمع هذه المبالغ فيكون الناتج = 10.0 قرشاً، وإذا قسمنا هذا المبلغ على مجموع الأفراد حصلنا على المتوسط الذي نريده وهو 10.00 = 10.00 قرشاً، وبذلك نستطيع أن نعرف أي هؤلاء التلاميذ من يصل مصروفه إلى المتوسط ومن منهم فوق المتوسط ومن منهم أقل من المتوسط.

 فمن الممكن استخراج المتوسط الحسابي بجمع هذه الدرجات كلها وقسمة الناتج على العدد (٣١) وبهذا نحصل على المتوسط المطلوب ولكن نلاحظ هنا أن الرقم الواحد يتكرر أكثر من مرة لذلك فليس من الضروري أن نجمع الرقم ١٣ مرتين والرقم ١١ خس مرات والرقم ١٠ أربع مرات، وإنما من السهل علنا أن نسير تبعاً للخطوات التالية: -

- \_ نرتب الدرجات تنازلياً ونضعها في عامود نطلق عليه الرمز (س)
- ي ثم نكتب تكوار كل درجة أمامها في عامود ثان نرمز له بالرمز (ك) أي التكوار.
- \_ وبعد ذلك نضرب كل درجة في التكرار المقابل لها ونضع الناتج في عامود نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الدرجات في العامود (س ك) ونقسم الناتج على عدد التكرارات (٣١) وبذلك نحصل على المتوسط الحسابي المطلوب.

ونلاحظ أننا قد استخدمنا الرموز، فكان الرمز (س) يدل على أي درجة والرمز (ك) يدل على التكرار، والرمز (س ك) يدل على ناتج ضرب س أي قيمة أي درجة في تكرارها (ك) وان (بج س ك) وهو مجموع الدرجات الناتجة عن ضرب (س × ك) أي أن (مجه) تعني المجموع، والرمز (ن) يدل على مجموع أفراد العينة.

لذلك، فإن المتوسط سوف نرمز له بالرمز (س) وتكون المعادلة التالية - مج س

س ك	ك	س
177	۲	١٣
7 2	۲	17
٥٥	٥	11
1 1.	í	١.
0 %	٦	٩

77	٤	٨
4.4	٤	Y
14	۲	٦
١.	۲	٥
مجـ س ك ٢٨١	۲۱ ۵	

اذن س تسلوي ( 
$$\frac{عجه س ك}{v}$$
 ) =  $\frac{r \wedge 1}{v}$  اذن س تسلوي (  $\frac{s}{v}$ 

# استخراج المتوسط الحسابي باستخدام مركز الفئة: -

- \_ نوزع الدرجات توزيعا تكراريا
- نكتب مركز الفئة امام كل فئة في عامود ثالث ونرمز له بالرمز (س).
- بعد ذلك نضرب مركز كل فئة في تكرارها ونضع الناتج في عامود جديد نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الارقام في هذا العامود ونقسمها على العدد الكلي أي عدد افراد العينة أي على (ن). ولو استخدمنا المثال السابق اعطاؤه والخاص باوزان العلاب البالغ عددهم (٤٠)، فاننا نتبع ما يلي:

ك س ( التكسوار × مسركسز الفئات)	س ( موكز الفشات)	ك التكوار	الفئات
177	177	١	179 - 170
۱۷۲	١٧٢	` 1	175 - 17
772	177	۲	174 - 170
٤٨٦	177	٣	178 - 17.
£ Y. \	104	٣	104 - 100
٠ ٧٦٠	101	٥	108 - 10.

ك س ( التكوار × موكز الفئات )	س ( مركز الفثات)	ك ( التكرار )	الفئات
1177	187	٨	129 - 120
AOY	127	; 1	120 - 120
٨٢٢	144	٦	149 - 140
184	177 .	١	188 - 180
77.1	144	Ϋ́	174 - 170
صفر	177	صفر ،	178 - 17.
117	117	١	114 - 110
مجدك س == ٥٨٨٠		ن = ن	

#### حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضي:

نضطر احيانا في الطريقة السابقة ان نتناول ارقاما كبيرة، مما يجعل عملية الضرب في مركز الفئات صعبا خاصة اذا كان مركز الفئة كسرا عشريا كما يحدث في كثير من الاحيان، لذا يضبع استخدام طريقة المتوسط الفرضي، فاذا اردت على سبيل المثال ان اقيس اطوال فريق كرة الطاولة الخاص بكلية الآداب والبالغ عددهم (٩) افراد، فانه ينبغي ان يجري قياسهم من اعلى الرأس إلى اخمص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية الرأس إلى اخمص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية ارتفاعها متر واحد فقست طوله من بداية هذه المائدة حتى قمة رأسه، ثم توالى قياس اطوال اللاعبين الآخرين على هذا النحو، فكانت اطوال اعضاء الفريق هذا على النحو التالي:

١٥ سم، ٤٩ سم، ٦٠ سم، ٦٥ سم، ٤٨ سم، ٥٢ سم، ٤٩ سم، ٢٠ سم، ٢٠ سم، ٤٠ سم، ٤٠ سم، ٤٠ سم، ونلاحظ ان هذه الاطوال ليست هي الإطوال الحقيقية ، فالاطوال الحقيقية هي هذه الارقام مضافاً إليها ارتفاع القاعدة الخشبية (أي المتر) فالاطوال الحقيقية .

على النحوالتالي: ١٥١ سم، ١٤٩ سم، ١٥٥ سم، ١٦٠ سم، ١٦٥ سم، ١٤٨ سم، ١٥٢ سم، ١٥٧ سم، ١٦٢ سم.

وهذه الاطوال هي نفسها لو انني قمت بقياس هؤلاء اللاعبين دون ادخال ارتفاع قاعدة خشبية ، أي لو انني قمت بقياسهم مباشرة من قمة رأسهم إلى اخمص اقدامهم .

اذن فان المتوسط =  $\frac{1799}{9}$  = 100,5 سم

في المثال الاسبق لاوزان الطلاب نختار الفئة ١٤٥ سـ ١٤٩ والتي مركزها ( ١٤٧ ) وسيكون هذا الرقم هو المتوسط الفردي، ولقد تأتى هذا بعد أن:

١ \_ نوزع الدرجات في توزيع تكراري

- ٢ \_ ونختار فئة من الفئات، ويحسن ان تكون وسط التوزيع، ونأخذ مركز
   هذه الفئة ونجعله المتوسط الفردي (وهذا ما سبق ان حددناه).
- ٣ ثم نحسب انحراف كل فئة عن الفئة التي يقع فيها المتوسط الفردي من ناحية عدد الخطوات التي تبتعد فيها عن الفئة المختارة ونضع انحراف كل فئة في عامود نميزه بالرمز (حَ ) اي الانحراف، وسيكون انحراف الفئة التي اتخذت كمتوسط فردى تساوى (صفر) بينا سيكون انحراف الفئة التي تعلوها خطوة واحدة بالزائد، والفئة التي تليها خطوة بالناقص، ذلك ان الفئات تصعد الى اعلى.
- ع ـ بعد ذلك نحسب انحراف كل فئة بضرب التكرار في الانحراف اي (ك ح ) . × ح ) ونضع الناتج في عمود رابع نرمز له بالرمز (ك ح ).
- و نجمع الارقام في هذا العمود (ك ح)، ونلاحظ ان الفئات الاعلى فوق
   الفئة التي اتخذت كمتوسط فردي ستكون علاماتهم جميعا بالزائد، بينا
   الفئات الاسفل منها ستكون علاماتها جميعا بالناقص.

ويمكن لنا الحصول على مركز الفئة بجمع الحد الادنى للفئة والحد الادنى

للفئة التي بعدها، اي ١٤٥ + ١٤٥ وقسمت المجموع على (٢) فيكون = 1/7 او اضافة نصف (١/٢) مدى الفئة الى حدها الادنى اي 1/7 + ١٤٥ .

واليك الجدول التكراري التالي لحساب المتوسط باستخدام متوسط فرض لاوزان . ٤ طالباً:

التكرار 🗴 الاغراف (ك ح)	الاغواف (ح)	التكوار (ك)	الفئات ( ف ) ·
7 +	٦ +	٠ ١	174 - 170
٥ +	٥ +	١	175 - 17.
A +	٤ +	۲	179 - 170
٠ +	۳ +	٣	178 - 17.
٦ +	۲+	٣	104 - 100
0 +	١ +	٥٠	108 - 10-
صفر 🕂 ۳۹	صفر	٨	164 - 160
	 	فئة المتوسط الفرضي	
٦ -	١ -	٦	128 - 120
14 -	۲ -	٦	189 - 180
٣ _	٣ -	١	182 - 180
۱۲ -	٤ -	۳ .	179 - 170
صفر	٥ _	صفر	178 -17.
٦ _	٦ -	١ ،	19 - 110
۹_		1	
٣٩_	1		
مجسح = + ۳۹ - ۳۹ = صفر		بحد ك = (٤٠)	<u> </u>

اذن المتوسط يساوي  $1٤٧ + \frac{0 + \alpha}{5} \times 0 = 1٤٧$  بحوع (2 - 3) طول الغثة أي أن المتوسط  $= \alpha$  مركز الفئة الصفرية  $+ \frac{1}{2} \times 0$  طول الغثة أ

# حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المنقطعة Discrete values

لا تختلف طريقة المتوسط الحسابي في هذه الحالة عنها في حالة القيم المتصلة ، إلا في عدم وجود الفئات ، وعلى ذلك نتخذ القيمة المعطاة لنا بدلا من مركز الفئة ، كما نعتبر مدى الفئة (١).

والجدول التالي يوضح لنا توزيع عدد الابناء في ١٠٠ عائلة بــ

التكوار × الإنحواف ك × ح	الانحراف ح	عدد العائلات	عدد الابناء في العائلة
17 -	Ĺ-	٣	صفر
71-	٣ -	, <b>V</b>	١
<b>***</b>	. Y =	. 11	۲
18	. 1 -	١٤	٠ ٣
صفر	صفر	<b>T</b>	<b>E</b>
17	١+	١٦	٥
71	۲ +	14	٦
41	r +	٧.	y y
۲٠	٤ +	٥	٨
١٥	0 +	*	٩
١٢	٦+	۲	١.
برك ح/= + ١٠٨ ٢٩ ٣٩	مجــك=-١٠٠		

 $2,79 = \frac{79}{100} + 2 = 97.3$ 

#### تمارين

تمرين (١):

طبق اختبار على عينه مكونة من ٢٠٠ طالب وكانت درجاتهم على النحو التــــالى: ١٠٤، ١٠٨، ١١٢، ١٣٧، ١٣٨، ١٣٦، ١٣٨، ١٣٢، 1113 X113 TTIS 3.13 X.13 .313 Y113 X113 3713 071, X11, X.1, 3.1, 771, YY1, 3.1, X.1, X.1, 111, 371, 771, 771, 711; 371, 011, -31, 771, \* 117 . 174 . 119 . 117 . 117 . 174 . 175 . 176 . 111 . 176 . 111 . 071, 171, 211, 771, 011, 771, 371, 711, Ail, 011, 771, 711, 371, 071, 111, 311, 771, 011, 175 . 179 . 175 . 177 . 177 . 179 . 179 . 119 4713 3713 Alls 4715 (713 -713 -713 -714) . 177 . 776 . 776 . 777 . 776 . 777 . 776 . 776 . 776 . 776 . 171 . 071, 071, 471, 471, 471, 471, 171, 171, 471, 771, 771, 271, 371, 071, 071, 371, 371, 071, TY1 , XY1 , 171 , 771 , 771 , 771 , 771 , 271 , 271 , . 17 . . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 171, 271, 071, 771, 171, 771, 971, 371, 371, 

#### المطلوب:

استخراج المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها للحصول على هذا المتوسط.

### تمرين (٢):

التوزيع التكراري التالي لدرجات مجموعة من الطلاب عددهم ١٠٠ طالب تقدموا لامتحان النقل في احدى المدارس.

التكوار	الفئات
1	11 - 1·
i i	19 - 10
١٣	01 - 0.
14	09 - 00
*1	78 - 70
١٨	79 - 70
10	V1 - V+
٧	V4 - V0
. "	A1 - A+
١ .	A9 - A0

#### المطلوب:

- ١ \_ حساب المتوسط الحسابي عن طريق المتوسط الفرضي .
  - ۲ ــ ایجاد مرکز الفئات
  - ٣ ـ ايجاد التكرارات المهدة.

تمرين (٣): التوزيع التالي بين درجات مجموعة من الطلاب يبلغ عددهم ٢٠٠ طالب،

التكوار	موكز الفئات	
١	17	
۴	۲٠	
Ó	71	
١٤	4.4	۱ ا
**	***	İ
۳٥٠	77	
٤١	٤٠	ļ
٣٣	11	1
40	£A	
**	٥٢	
٧	٥٦	
4	٦٠	1
١.	71	

# المطلوب:

١ ـ ايجاد الفئات بحدها الاعلى والادنى

٢ ـ رسم المضلع التكراري

٣ ـ ايجاد التكرار المتجمع الصاعد.

#### . غرين (٤): ..

أعطيت لك تقديرات ٢٠ طَالبًا، وكانت كالآتي:

جيد \_ ضعيف \_ ممتاز \_ جيد جدا \_ ضعيف \_ مقبول \_ جيد \_ جبد \_

مقبول \_ جيد \_ جيد جدا \_ مقبول \_ مقبول \_ ضعيف \_ مقبول \_ مقبول \_ جيد جدا \_ مقبول \_ مقبول \_ جيد.

#### المطلوب:

١ ـ وضعها في جدول مناسب، مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها.

۲ \_ رسم مضلع تكراري لهذه التقديرات

### تمرين (٥)؛

لدينا عشرون اسره افرادها على النحو التالى:

### المطلوب:

۱ \_ وضعهم في جدول تكراري Frequency Table

۲ \_ رسم مدرج تکراري

### تمرين (٦):

حصلت ٥٥ عاملة على الدرجات الآتية في امتحان محو الامية:

١٨ . \* \* ٨ 11 11

27 17 41 17 1.8 7 2 17 17 ۳.

17 7. 77 14 . 4. 45 27 ٨

44 . 1 Y 77 44 11 12 37

14 17 ۲. 11 2 7 **የ** ለ 3 11 77

> 11 70

### المطلوب:

١ ـ استخراج المتوسط الحسابي على أن يكن طول الفئة (٣)

- ٢ \_ رسم مربع تكراري لهذه الدرجات
- ٣ \_ استخراج التكرار المتجمع الصاعد ورسم المنحني المناسب له.
  - ٤ ـ استخراج التكرار المتجمع النازل ورسم المنحني المناسب له .

### الوسيط Median

الوسيط هو القيمة التي تكون نصف القيم على الاقل، أصغو منها او مساوية لها، وكذلك نصف القيم على الاقل اكبر منها او مساوية لها واذا كان لدينا قيم رتبت تنازليا أو تصاعديا تكون لدينا حالتان: ١ \_ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فرديا تكون القيمة الوسطى هي الوسيط. ٢ \_ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فان الوسيط يأخذ على انه نصف مجموع القيمتين الوسطيين. فعلى سبيل المثال اذا كان لدينا اطوال (٩) من الطلبة وهي ١٦٥، ١٧٠، ١٦٤، ١٧٠، ١٢٨، ١٢٧، الإطوال الوسيسط لهذه الاطوال فنقوم بترتيب القيم ترتيبا تصاعديا او ترتيبا تنازليا فنحصل على الآتي: ١٦٣ \_ ١٦٤ ـ ١٦٠ \_ ١٦٠ ـ ١٦٠ ـ ١٧٠ ـ ١٧٢ ـ ١٧٢ ـ ١٧٢ ـ منه واربع اطوال الوسيط هو الطول ١١٥ اذ ان هناك اربع اطوال اقل منه واربع اطوال اكبر منه.

بمعنى آخر، اذا كان لدينا(ن) من القيم، وكانت (ن) عددا فرديا، فان الوسيط هو القيمة التي ترتيبها  $\frac{1+1}{7}$  اذا ما رتبنا القيم ترتيبا تصاعديا او تنازليا.

أما في حالة ان يكون عدد القيم لدينا زوجيا، فان التعريف السابق لا يصلح، اذ انه لا يوجد في هـذه الحالمة قيمة وسطسى، بـل اننـا نجد قيمتين وسيطتين، فاذا كان لدينا دخل عشر اسر على النحو التالي:

• ٢٠ ـ ٢١ ـ ٢٥ ـ ٢٦ ـ ٢٧ ـ ٢٨ ـ ٢٩ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٢٠ فنجد أن القيمتين الوسيطتين هما القيمة الخامسة والسادسة، وهما ٢٧، ٢٨،

وعلى ذلك يمكن اعتبار الوسيط هو القيمة الواقعة بين 77, 77 والوسيط في هذه الحالة  $\frac{7A+7V}{7}$  (ذلك على اعتبار انه في حالة ما اذا كانت عدد القيم زوجية، فإن الوسيط يكون متوسط القيمتين الوسطيين.

وعلى ذلك يمكن ان نعطي تعريفا للوسيط هو انه القيمة التي يكون ٥٠٪ على الاقل من القيم على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها، وكذلك ٥٠٪ على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها.

### كيف نقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري؟

لحسابٌ قيمة الوسيط من جدول تكراري تساوي فيه مجموع التكرارات (ن) نأخذ ترتيب الوسيط وهو ن بصرف النظر عما اذا كانت (ن) فردية او زوجية ونكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل) وبه يمكن معرفة قيمة الوسيط، وسنفرض ان القيم هنا في الفئة التي يقع فيها الوسيط تتوزع على ابعاد منتظمة داخل الفئة، والجدول التالي يبين درجات ١٠٠ طالب في امتحان للغة العربية:

التكوار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات (ف)
. 1	٣	71 - 7.
47	٨	04 - 00
۸۹	۱۳	01 - 0.
٧٦	10 -	19 - 10
٦١ الفئة الوسيطية	۲٠	11 - 1.
٤١ التكرار المتجمع	17	W9 - W0
السابق للفئة الوسيطية		

التكوار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات ( ف)
40	١٣	71 - T·
14	٩	T9 - T
٣	٠ ٣	W - Y.
	مجاك ١٠٠	<u>.                                    </u>

فرتبة الوسيط هنا هو القيمة التي ترتيبها بُهُ الله الله عني المالي عني المستحة المرجة التي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجة اقل منه (اي من قيمة الوسيط) وهي تساوي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجات اكبر منه تساوي (٥٠) ولكننا نعرف ان هناك ثلاثة تلاميذ يحصلون على درجات اقل من ٢٥ درجة، و ٤١ طالب يحصلون على اقل من ٤٠ درجة، و ٦١ تلميذ يحصلون على درجات اقل من ٤٥ درجة ، وعلى ذلك فان الدرجة التي يحصل على اقل منها خمسون طالبا لا بد ان تقع في فئة الدرجة (٤٠ ــ) وتعرف هَّذه الفئة بالفئة الوسطية، والتكرارات الاصيلة المناظرة لهذه الفئة هي (٢٠) اي ان هناك (٢٠)طـالبـأ يحصلون على درجات تنحصر بين (٤٠) درجة الى اقل من (٤) درجة ، ولما كان هناك ١١ طالباً يحصلون على درجات اقل من ١٠ درجة، فانه لا يزال هناك ٩ من الطلاب في هذه الفئة تقل درجاتهم على الوسيط. وهم ذوي اقل (٩) درجات في الفئة الوسيطية، واذا فرضنا أن القيم موزعة بانتظام في هذه الفئة بمعنى ان ٢٠ طالبا يحصلون على درجات تبعد بعضها عن بعض بمسافات متساوية داخل الفئة ، ما بين ٤٠ درجة الى اقل من ٤٥ درجة، فان الافراد ٩ الاول يحتلون طولا من الفئة يساوي ٩ من طول الفئة وهي تساوي ٥، اي تساوي  $\frac{\mathbf{a}}{\mathbf{c}} \times \mathbf{0} = \mathbf{c}$  درجة .

وقيمة الوسيط = الحد الادنى للفئة + طول جزء الفئة الذي تحتله المفردات التسعة الاوليات = ٤٠ + ٢,٢٥ = ٤٢,٢٥ اذن، فلكى نقوم بحساب الوسيط من جدول تكراري نتبع ما يأتي:

۱ \_ نکون جدول تکراري متجمع (صاعد او نازل)

٢ .. نحدد الفئة الوسيطية ونعين التكرار المتجمع السابق للفئة الوسيطية

٣ - نحسب الوسيط باستخدام، الوسيط = الحد الادنى للفئة الوسيطية. +

(ترتيب الوسيط - التكراري المتجمع الصاعد السابق للفئة الوسيطية) التكراري الاصلي للفئة الوسيطية X طول الفئة.

واذا اخذنا المثال الحاص بوزن ٤٠ طالب السابق عرضه فاننا نصل الى الوسيط على النحو التالي:

 $= \circ \times^{\frac{1}{2}} + i \cdot$ 

التكرار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
٤٠	١	149 - 140
٣٩	١	۱۷٤، ۱۷۰
٣٨		179 - 170
٣٦ .	٣	172 - 17.
٣٣	٣	109 - 100
٣٠	ه	108 - 10.
٣٠	· ` •	129 - 120
40	٨ الفئة الوسيطية	129 - 120
١٧	٦ التكرار المتجمع	122 - 12.
	السابق للفئة الوسيطية	
11	٦	189 - 180
٥	١	188 - 180
٤	٣	119 - 170
١	صفر	118 - 17.

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
١	١ (٤٠)	119 - 110

 $+ 110 = .0 \times \frac{\pi}{\lambda} + 110$  وطبقا لما تقدم فان الوسيط يساوي 110  $\times$ 

او ان نعرضها بصورة القانون السابق فتساوي:  $\times \frac{17-7}{4} + 150$ 

#### المنوال Mode

المنوال هو القيمة التي تكرر اكثر من غيرها اي هي القيمة الاكبر تكرارا، وعلى ذلك فانه يقع في الفئة ذات اكبر تكرار، ونعرف هذه الفئة بالفئة المنوالية، فاذا كان لدينا توزيع تقديرات ١٠٠ طالب في احد مواد الامتحان ممتاز (٧) جيد جدا (١٣)، جيد (٢٧) مقبول ٤٠، صعيف (٨)، ضعيف جدا (٥)، فإن المنوال هنا هو تقدير (مقبول) ذلك لانه يمثل تقدير اكبر عدد من الطلبة.

وكانت هناك درجات لعشرة طلاب في احدى المواد الدراسية، وكانت على النحسو التسالي، ٣٦ - ٣٥ - ٣١ - ٣١ - ٣١ - ٣٦ - ٣٢ - ٣٢ - ٣٢ - ٣٢ من النحر ٣٠ من ذلك انها هي الدرجة الاكثر تواترا اي تكرارا.

ولدينا مجموعة درجات (٩) تلاميذ كانت على الوجه التالي: ٢٥ ـ ٢٠ ـ ٢٨ ـ ٢٢ والمطلوب ايجاد ٢١ ـ ٣٨ ـ ٢٨ والمطلوب ايجاد المنوال، هنا لا نجد اي درجة تتكرر وعلى ذلك فان هذه المجموعة لا منوال لها.

وقد نجد في بعض التوزيعات ان المكرار يرتفع الى قمة ثم ينخفض ثانية.

ولكنه يعود الى الارتفاع الى قمة اخرى، وعلى ذلك فان هذا التوزيع يكون له اكثر من منوال.

ويمكن حساب المنوال من توزيع تكراري، ذلك انه في حالة وجود توزيع تكراري لدينا، فان المنوال هو مركز الفئة المنوالية التي يسوجد فيها اعلى تكرار، ففي مثال اوزان الطلاب البالغ عددهم اربعين طالباً، فان اعلى تكرار وهو ٨ وهو للفئة ١٤٥ ـ ١٤٩، والتي مركزها هو ١٤٧، وهذه الدرجة هي درجة المنوال، اي ان المنوال هنا باختصار انما يمثل القيمة الاكثر شيوعا وهي القيمة التي تناظر قمة المنحنى الذي يمثل التوزيع التكراري.

على ان نلاحظ ان هناك طرقا مختلفة لحساب المنوال، على ان هذه الطرق المختلفة تعطي نتائج مختلفة، والسبب في ذلك يرجع الى ان هذه الطرق تقريبية وتختلف عن بعضها في درجة الدقة وفي التقريب.

# أ .. ايجاد الوسيط برسم المنحني المتجمع الصاعد أو النازل:

يمكن لنا ايجاد قيمة الوسيط برسم المنحنى المتجمع الصاعد بتعيين النقطة بن على المحور الرأسي، من هذه النقطة نرسم مستقيا أفقيا يقطع المنحنى ينقطة نسقط منها عمودا على المحور الأفقي فيقابله في نقطة تكون هي الوسيط. وبالمثل يمكن لنا ان نحصل على نفس القيمة باستخدام المنحنى التكراري المنجمع النازل (انظر الرسم رقم ١).

# ب - ايجاد الوسيط بالرسم من المنحنى المتجمع الصاعد والمتجمع النازل:

ومن الممكن أيضا اذا رسمنا المنحنيين الصاعد والنازن على نفس المحاور فانه يمكن لنا تعيين قيمة الوسيط وهو يساوي الاحداثي الأفقي لنقطة تقاطع المنحنيين فاذا نحن اسقطنا عمودا من نقطة تقاطعها على المحور الافتي، فانه يقطعه في نقطة (م) ويكون البعد (م) هو الوسيط.

واذا رجعنا الى الجدول الخاص بدرِجّات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية والتي كان توزيعها على النحو التألي بتكراريهما المتجمع الصاعد والنازل:

التكرار المتجمع النازل	التكوار المتجمع الصاعد	التكوار ك	ف الفئات
٣	1	٣	72 - 7.
11	.47	ΙÃ	09 - 00
7 £	٨٩	14	01 - 0.
٣٩	۲۷	10	٤٩ - ٤٥
٥٩	71	۲٠	ኒኒ <u> </u> ኒ٠
٧٥	٤١	17	T9 - T0
٨٨	. 40	١٣	٣٤ - ٣٠
4٧	١٢		79 - 70
1	٣	*	72 - 70

فانه يمكن لنا عن طريق الرسم الحصول على الوسيط والرسم التالي يوضح كيفية ايجاد الوسيط:

- ٢ ــ نسقط عمود من نقطة تقاطعيها على المحور الافقي فيقطعه في نقطة (م)
   وهذه النقطة هي الوسيط وهو هنا يساوي (٤٢) درجة. (انظر الرسم رقم ١)

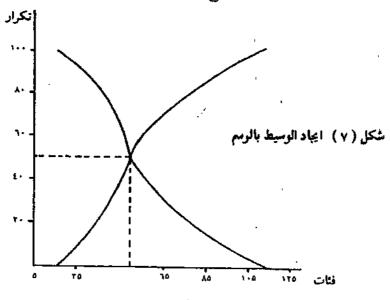
# حساب المنوال بالرسم من التكرار الممهد

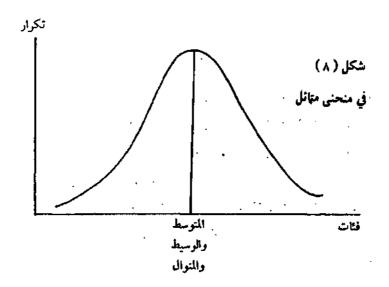
نرسم المنحنى التكواري الممهد للتوزيع، ونسقط عمود من قمة المنحنى على المحور الافقي، فتكون نقطة تقاطع هذا العمود مع المحور الافقي هي قيمة المنوال، وهذا العمود نسمية خط أكبر تكوار، والشكل التالي يبين قيمة المنوال من المنحنى التكراري لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، ومن الرسم يتبين ان المنوال يساوي (٤٢).

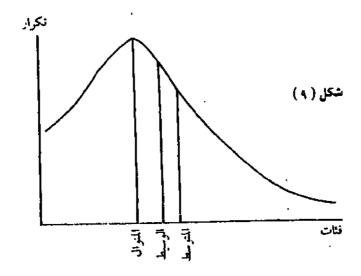
على ان نلاحظ ان قيمة المنوال في هذه الحالة تتوقف على دقة الوسم ودرجة الدقة في تمهيد المنحنى، لأن القيمة تتوقف على هذا التمهيد (انظر الرسم رقم ٢)

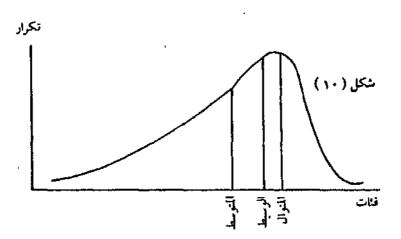
مقارنة بين المتوسطات الثلاثة: المتوسط، الوسيط، المنوال

- ـ في التوزيع المتماثل تكون هذه المتوسطات الثلاة متطابقة.
- م ان المتوسط الحسابي يستخدم في حسابه جميع القيم، لذا فهو أدق هذه المتوسطات الثلاثة.
- الوسيط أو المنوال لا يتأثران بالقيم المتطوفة، كما انه في حالة الجداول
   التكرارية المفتوحة يمكن الحصول عليها.
- المتوسط الحسابي يتأثر بالقيم المتطرفة، كها انه في الجداول التكرارية
   المفتوحة يتعذر حسابه.
- المتوسط الحسابي في التوزيعات المئوية يتجه عادة ناحية الطرف المدبب
   أي الملتوي بينا الوسيط يقع عند منتصف المسافة التي يمثلها التوزيع.
   والاشكال الثلاثة تبين موضع هذه المتوسطات الثلاثة بـ









### متى يفضل استخدام مقابيس النزعة المركزية؟

### أولا ـ المتوسط الحسابي:

يفضل استخدام المتوسط الحسابي:

أ \_ اذا كان توزيع العينة التي لدينا متاثلا حول المركز او اعتداليا . ب \_ واذا كنا نريد الحصول على معامل يمكن استخدامه في مقاييس الدلالة او التشتت .

جـ ـ واذا أردنا الحصول على معامل يتميز بقدر كبير من الثبات.

#### ثانيا ـ الوسيط:

أ \_ اذا كان التوزيع الذي لدينا توزيعا ملتويا وبه قيما متطرفة جدا . ب \_واذا كان جدول التوزيع لدينا مفتوحا .

- ج \_ واذا كنا نريد الحصول على معامل في اقصر وقت.
- د .. واذا كان هدفنا معرفة قيمة لعينة وعما اذا كانت هذه القيمة تقع في النصف العلوي او السفلي للتوزيع الذي لدينا.

#### تالنا \_ المتوال:

يفضل استخدام المنوال:

أ \_ اذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصر وقت ممكن.

ب ـ واذا كان هدفنا معرفة القيمة التي يتفق فيها اغلب أفراد المجموعة التي لدينا .

# تمارين

### تمرين (١):

#### المطلوب:

- ١ \_ حساب الوسيط من الجدول التكراري بالطريقة الحسابية.
- ٢ ــ رسم المدرج التكراري على ان يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة
   كلها .
- ٣ '- رسم المنحنى التكراري على ان نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة.

### **ترین (۲):**

الدرجات التالية تمثل دخول ٥٠ أسرة مصرية:

- TE - TO - ET - TE - TA - 19 - TT - TE - TO - TY

- 1V- TT- TV- TO- TT- 19- 10- TO- TY- TA

- 0 - TY - X - 19 - TT - TO - T - TT - TX - 17

- 10 - TT - T9 - T7 - T7 - E7 - T7 - T7 - T7

. 11 - TY - TY - 0 - 1A - TO - TA - TY - TY - 10

#### والمطلوب:

١ ـ وضعها في جدول تكراري مدى كل فئة فيه (٥).

٢ \_ استخراج المنوال في هذا الجيدول التكراري.

٣ ــ رسم المضلع التكراري على ان تعبر عنه تكرار كل فئة بنقطه توضع في
 مركز الفئة تماما .



### الفصل الثالث

# مقاييس التشتت Measures of dispersion

سبق أن بينا قيمة مقاييس النزعة المركزية : المتوسط الحسابي، والوسيط والمنوال في أنها تصف المجموعة بقيمة واحدة بستعاض بها عن عدد كبير من القيم التي تكون مجموعة القيم المعطاة لنا . كما أنها تبين لنا القيم المتوسطة لما بين اليدينا من أرقام، ولكن على يكفي أحد هذه المقاييس، أو أثنين منهم، وليكن المتوسط الحسابي أو الوسيط لوصف قيم المجموعة التي لدينا وصفا كاملا، والمقارنة بينها وبين قيم مجموعة أخرى ؟

ولنعطي المثال التالي:

بحوعتان كل منها خس عال وخس عباملات، وكانست درجياتهم في المتحان محو الأمية كالآتي:

فالمتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين يساوي ( ١١)، كذلك فان الوسيط لكل منها يساوي ( ١١)، ولكن هل نستطيع القول بأن المجموعتين متعادلتين فيا يقيسه هذا الامتحان؟

الحقيقة ان النظرة السريعة تبين ان درجات مجموع العمال متقدارية ، بينا درجات مجموعة العمال متقدارية ، بينا درجات مجموعة العاملات منتشرة Scattered ، او مبعثرة او مشتتة ، وهذا يعني أنه رغم اتفاقهم؟ (أي المجموعتين) في المتوسط والوسيط ، الا ان هناك فروقا كبيرة بين افراد مجموعة العاملات عنها بين افراد مجموعة العمال . وهذا يعني ان

قيم مجموعة العاملات اكثر تبيانا Variance من قيم مجموعة العمال، أي ان قيم مجموعة العمال اكثر تجانسا من قيم مجموعة العاملات.

لذلك فان الباحث ينبغي عليه الا يكتفي بحساب المتوسط او استخدام مقاييس النزعة المركزية، بل ينبغي ان يكون لديه الى جانب ذلك مقياس للتشتت يوضح له مدى تباعد او تقارب القيم التي لديه بعضها ببعض، اي مدى اختلافها وتوزيعها، بمعنى مدى تشتتها، ومقاييس التشتت متعددة

الأمها

Range semi inter- quartile range mean deviation standard deviation المدى المطلق نصف المدى الربيعي الاغراف المتوسط الاغراف المعياري

### المدى المطلق Range

المدى كما سبق ان عرفنا (ص ٧) هو الفرق بين اكبر رقم في مجموعة الارقام المعطاة لنا واصغر رقم فيها . . فلقد كان رقم (١٧٦) هو الرقم الذي يدل على اكبر وزن في مجموعة الـ (٤٠) طالب، ورقم (١١٩) هو الرقم الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و هذا الرقم الاخير هو ما نطلق عليه المدى .

واذا اخذنا الارقام التالية لمعرفة المدى المطلق لها:

ولنحاول ايضا ان نحصل على المدى المطلق للارقام التالية: ٨٠ ـ ١٥ ـ ١٠ ـ ٢١ ـ ٣٨ ـ ٣٦ ـ ٣٥ ـ ٣٣ ـ ٣٠ ـ ٣٠، فنجد انه يساوي ٨٠ ـ ٣٠ == ٥٠

وبمقارنة المجموعتين الاخيرتين، نجد ان المدى المطلق في المجموعة الاولى

يساوي (٢٧)، وان المدى المطلق في المجموعة الثانية يساوي (٥٠)، اي ان التشتت في المجموعة الثانية اكبر منه في المجموعة الاولى، وهذا غير صحيح، فلو حذفنا الرقم المتطرف في المجموعة الثانية وهو (٨٠)، فان المدى سوف يكون د ٢٥ — ٣٠ = ١٥، أي يكون التشتت في المجموعة الاولى اكبر منه في المجموعة الثانية.

امتحن ثلاثة مجموعات من التلاميذ في الرياضة الحديثة، وكانت اقل درجة حصل عليها تلميذ (١٠٠)، أي ان المدى المطلق لكل من المجموعات الثلاثية بساوي ١١٠ — ١٠ = ١٠٠ درجة، وكانت الجداول التكرارية على النحو التالي:

الثالثة	الجموعة	المجموعة الثانية		الأولى	الجموعا
ك.	ن	٤	ف	ك	ف
١.	1.	. <u>£</u>	١.	١ ،	١.
1.0	۲٠	13.	۲'۰	صفر	۲٠
1.	۳٠	٨	۳.	صقر	۳٠
1.	٤٠٠	1/2	12.	صفر	٤٠
۱۱۰	٥٠	10	۰۵. ،	. صفر	٥٠
١٠	٦٠	11	٦٠	10	٦٠
١.	٧٠	۲.	٧٠	44	, v •
. 1.	۸٠	1:	٠ ٨٠	٠. ٢٠	۸۰
١.	٩.	٨	٠,٠	۲٠	9.
۱٠	1	٦	11.	صفر	1
1 •	11.	٤	١١٠	١	11.
11	المجموع ١١٠		المجموع ١١٠		المجموع .

ونلاحظ على هذه الجداول ان قيم المجموعة الاولى اقل انتشارا من قيم

المجموعة الثانية ، ذلك ان القيم تنجمع حول المتوسط، وان قيم المجموعة الثانية اقل انتشاراً من قيم المجموعة الثالثة، والمحصلة العامة لهذا أن المدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى توزيع وانتشار القيم، لذلك نقول:

- انه يتوقف على درجتين فقط الدرجة الاكبر والدرجة الاصغر، وقد تكونا متطرفتين لا تمثلان المجموعة التي ينتميان اليها.
  - يصعب عن طريقة مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم
- اذا كان هناك انفصال بين الفئات المتطرفة ، فانه لا يمكن الاعتاد عليه واستخدامه لانه سوف يؤدي الى اخطاء لا محالة . اذن ، فالمدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى انتشار القيم وتسوزيعها ، لـذلـك نلجاً الى مقاييس اخرى لتبيان الاختلاف او التشتت ، وبها نحاول التخلص من أثر القيم المتطرفة التي قد تنحو ناحية التطرف الشاذ .

لماذا لا نستطيع الاعتاد على المدى المطلق في مقارنة مدى عينتين عنتين في الحجم . . اي في تشتت عينتين . . ؟

# نصف المدى الربيعي Semi Inter- quartile range

بعد ان تبين لنا عيوب المدى المطلق Range ، فاننا نبحث عن مقياس آخر للبشتت يتلافى ما في المدى المطلق من عيوب . ولقد كان العيب الاساسي للمدى المطلق هو اهتامه بالقيمتين المتطرفتين ، لذلك فاننا في مقياس التشتت الذي نحن بصدده ، وهو نصف المدى الربيعي ، سوف نستغني عن هاتين القيمتين المتطرفتين اللتين يهتم بها المدى المطلق ، ونهتم بالجزء المتوسط من القيم والذي لا يتضمن الربع الأول ولا الربع الأخير من القيم ، وانما الذي يحتوي على قيمتين على القيمة التي يقل عنها ربع عدد المجموعة فقط ، والقيمة التي يؤيد عنها ربع افراد المجموعة فقط .

ولقد سبق لنا أن رأينا في الوسيط Median أن القيمة التي تقسم مجموعة القيم

الى نصفين، احدها يحوي قيا اكبر منه او متساوية، والثاني يحوي قيا اصغر منه او متساوية، ولو قمنا بنفس هذا التقسيم على النصفين اللذين اليها انقسمت المجموعة الاصلية، لانقسمت المجموعة كلها الى اربعة اقسام متساوية واصبح كل قسم من هذه الاقسام الاربعة المتساوية يسمى ربعا. فلكل مجموعة اربعة ارباع، ولكن كل نقطة من نقط التقسيم تسمى بالربيع، ونقط التقسيم هنا ثلاث نقط، اي ان كل مجموعة لها ثلاث ربيعات. فنحن اذا عددنا افراد أية مجموعة مبتدئين باقلها قيمة حتى نصل الى ربع افراد هذه المجموعة، فإن النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ربع مجموع افراد هذه المجموعة اي ٢٥٪، هي ما تسمى بالربيع الأدنى المجموعة مبتدئين باكبرها قيمة حتى نصل الى ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد هذه المجموعة أي ٧٥٪ منها هي ما يسمى الربيع الأعلى، يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من الحالات.

فالربع اذاً جزء من المجموعة بينها الربيع هو نقطة تحدد نهاية الربع.

### طريقة ايجاد نصف المدى الربيعي:

١ \_ نحسب كل من الربيعين الإول والثالث

٢ \_ نطرح الربيع الاول من الربيع الثالث، فيكون الناتج هو المدى الربيعي .

٣ ـ بقسمة المدى الربيعي على (٢) يكون الناتج نصف المدى الربيعي.

# كيف نحسب الربيع الأدنى والربيع الأعلى:

١ ــ رتبة الربيع الأدنى : ن
 ١ ــ دنل ان (ن) هي عدد القيم الكلية للمجموعة او مجموع تكراراتها .

- ٣ ـ نوجد قيمتي الربيعين بنفس طريقة ايجادنا للوسيط، واليك جدول التوزيع التكراري التالي ولنحاول ان نحصل على نصف المدى الربيعي منه، وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من (١٦٤) طالبا في مادة اللغة الانجلزية:

تكوار متجمع صاعد	ك	ف .
١٦٤	۳	· ^ ^
.171	. 0	· · · · · · · <b></b>
١٥٦	۰ ٥	. vo
101	1.	٧٠
		، ٦٥ (فئـــة
	1:	الربيـــع الأعلى)
١٣٩ نقطة الربيع الأعلى	١٥	→ <b>٦</b> ٠
112	, **	٥٥
9.6	44	٥٠
۱۷۱	77	٤٥
	 	٤٠ (فئة
22 نقطة الربيع الأدنى	١٥	الربيع الأدنى)
19	١٣	. 40
١٦	14	٣٠
٤	٤	70
صفر	صفر	۲٠.
	ع ك ١٦٤	-
	<u></u>	<u>. l</u>

الربيع الثالث 
$$= .7 + \frac{9}{10} = .7$$

الربيع الثالث  $= .7 + \frac{10}{10} = .7$ 

اذن، نصف المدى الربيعي  $= \frac{77 - 22}{7} = \frac{9}{7} = .9$ 

ماليات مثال آخر الدحات ( ه م ۱ ) طال سفي امتحان اللغة العربية ( انظ

واليك مثال آخر لدرجات ( ١٠٠ ) طالب في امتحان اللغة العربية ( انظر

تكوار متجمع صاعد	신	ڧ
1	. "	7.
47	٨	00
	۱۳	٥٠
٧٦ ـ نقطة الربيع الأعلى	10	فئة الربيع الاعلى 🗻 ٤٥
71	۲٠	٤٠
11 نقطة الربيع الادنى	17	فئة الربيع الادنى ← ٣٥
70	۱۳	٣.
١٢	٩	40

تكرار متجمع صاعد	చ	ڧ
٣	٣	۲.
١٠٠٠	مجدك	

رتبة الربيع الأدنى 
$$=\frac{1\cdot \cdot}{1}=0$$
 70 مرتبة الربيع الأعلى  $=\frac{1\cdot \cdot}{1}=0$  70 مرتبة الربيع الأدنى  $=0$  70 مرتبة الأدنى  $=0$  70 مرتبة الأعلى  $=0$  1 مرتبع الأعلى  $=0$  1 مرتبة الأعلى ا

$$V, \pi o = \frac{12, V}{T} = \frac{\pi o - 29, V}{T}$$
 نصف المدى الربيعي  $\frac{12, V}{T} = \frac{12, V}{T}$ 

ويلاحظ أن الربيع الأدنى موجود في الجدول التكراري ولا يحتاج الى حساب، بينا نجد أن الربيع الأعلى جزء منه متضمن في الفئة (٤٠ --) والجزء الآخر في الفئة (٤٥ --) ولما كان الربيع تساوى (٧٥)، فأنه في الفئة (٤٥ --) يوجد ١٤ طالباً من التكسرار (١٥) وعلى ذلك حسب الربيع الأعلى على النحو الذي تم عليه.

واذا عدنا للمثال الخاص باوزان الـ (٤٠) طالباً (انظر ص ٣٥)، فاننا نحصل على نصف المدى الربيعي على النحو التالي:

التكرار المتجمع الصاعد	살	ف
٤٠	1	140
	\	14.
٣٨	۲.	170
	٣	17.
٣٣ نقطة الربيع الأعلى	٣	فئة الربيع الاعلى ١٥٥
٣.	٥	10.
۳۵۰	<b>A</b> '	120
14'	٦ :	18+
١١ نقطة الربيع الادنى	٦	فئة الربيع الادنى ١٤٣٥
٠ . ٥	\ \ .	14.
٤	٣	140
· •	صفر	14.
١	<b>)</b>	110
	مجاك ٤٠	

الربيع الاعلى = ١٥٥ (وهذا موجود في الجدول التكراري ولا نحتاج الى حسابه)  $V_{19} = \frac{10, \Lambda}{V} = \frac{100 - 100}{V} = \frac{100, \Lambda}{V}$  اذن = نصف المدى الربيعي =  $\frac{100, \Lambda}{V}$ 

### الانعراف المتوسط: Mean Deviation

يتميز الانحراف المتوسط عن كل من المدى المطلق ونصف المدى الربيعي بانه (أي الانحراف المتوسط) يتناول جميع القيم المعطاة لنا في المجموعة، ومن ثم يتأثر بها، ذلك ان المدى المطلق ونصف المدى الربيعي يقصران حسابها على قيمتين فقط من القيم المعطاه في المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ أكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس النشت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قم المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ اكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قيم المجموعة عن المتوسط الحسابي، ذلك ان اختلاف (اي تباين) او اتفاق (اي انسجام) قيمة المجموعة يظهر من مدى اقترابها او ابتعادها عن المتوسط، فالقيم تكون منسجمة اذا ما تجمعت حول المتوسط ومتباينة كلم بالبتعدت عن التجمع حول المتوسط، وقد يحدث نادرا ان يكون الانحراف مأخوذا عن الوسيط Median او اي قيمة متوسط اخرى.

# كيفية حساب الاغراف المتوسط:

- ١ ــ حساب المتوسط الحسابي للقيم المعطاة لنا .
- ٢ .. حساب انحراف (أي بعد) كل قيمة عن المتوسط الحسابي ."
- ٣ جع الانحرافات دون اعتبار للاشارة (سواء أكانت موجبه او سالبه) ذلك ان من اهم خواص المتوسط الحسابي ان مجموع الانحرافات عنه الموجبة والسالبة متعادلة.
  - ٤ حساب متوسط هذه الانحرافات بقسمه مجموعها على عدد القيم المعطاة لا ويكون المتوسط هذا هو نفسه الانحراف المتوسط.

اعطيت لك القيم الآتية:

02 - 20 - 11 - 17 - 27 - 20 - 20 والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لها لمعرفة مدى تشتتها:

الاغراف عن المتوسط	القم
9	οí
صفر ِ	, 10
), <b>7</b> (	**
17	71
۲ -	17
<b>y</b>	٥٢
11 -	71
۳۴ –	410
<b>** +</b>	

المتوسط الحسابي ٣١٥ ﴿ ٧ == 20

مجموع الانحرافات = ٣٢ + ٣٢ = ٦٤ اذن الانحراف المتوسط = ٦٢ + ٧ = ٩,١٤

حساب الاغراف المتوسط من جدول تكواري:

الجدول الثالث يمثل الفئات والتكرارات لجموعة من الطلاب عددهم ١٣٦ طالباً في اختبار للميول المهنية والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لمعرفة مدى تشتت هذه الفئات:

التكوارات	الفثات .
14	71
λ	٦٠
4	۲۵
۱۲	۵۲
١٤	£A
17	ii
۲.	<b>i</b> •
11	7"7
10	44
17	4.4

طريقة حساب الانحراف المتوسط من جدول الكراري: ١) حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة (انظر ص ٢٣ ـ ٢٥)

ك × ح/	الانحواف (حّ)	التكوار (ك)	موكز الفئات	الفئات
7.	٥	١٢	17	٦٤
77	Ė	٨	75	٦٠
. **	٣	٩	۵۸	۲٥
. 45	۲	۱۲	. 0 £	٥٢
١٤	١	١٤	٥٠	٤٨
صفر	ضفر	17	17	٤٤
۲۰ –	N ÷	۲٠	٤٢	٤٠
۲۸	۲	١٤	۳۸	٣٦
10 _	۳ –	10	۲٤.	44
<b>11:</b>	٤ ــ	17	۳٠	۲۸
-107	, ,	١٣٦		
107 =		,		
صفر				i

المتوسط الحسابي = مركز الفئة الصفرية + بحب  $\times$  طول الفئة أي = 12 + معب ك أي = 12 + 1= 12 + 1= 13

٢) ايجاد الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط الحسابي دون اعتبار للاشارة سالبة
 كانت ام موجبة:

انحواف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي ( /ح/ )	مراكز الفئات (ف)
۲۰	77
17	٦٢
3 Y	٥٨

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي (/ح/)	مراكز الفئات ( ف)
۸	0 £
٤	٥٠
صفر	٤٦
٤	1.4
٨	.47
٣٤	-17
17	٣٠

٣) ايجاد الانحراف المتوسط بضرب انحراف مركز كل فئة في التكرار وقسمه المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي

/ ح/ X.ك	ك	/ح/
۲٤٠	۱۲	۲٠
۱۲۸		17
١٠٨	4	17
97	١٢	_ , [
۲٥	١٤	٤
صفر	١٦	صفر
صفر ۸۰	۲.	٤
117	12	٨
14.	10	۱۲
707	17 %	17
مجـ/ح X ك = ١٧٥٦	ج ك = ١٣٦	<u> </u>

 $4,72 = \frac{1707}{177} = 1,72$ 

واليك مثال آخر: فالجدول التالي يبين درجات (١٠٠) طالب في المتحان اللغة العربية، والمطلوب استخراج الانحراف المتوسط لقياس مدى تشنت درجاتهم:

التكوار	الفيّات
.٣	٦٠
<u> </u>	٥٥
14	٥٠٠
1.0	10
۲۰	٤٠
17	70
14	٣٠
. 4	40
٣	۲.

الجل: ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

/는 선	/ح	ك	مركز الفئة	ف
17	Ĺ	٣	77,0	٦٠
71	٣	٨	٥٧,٥	٥٥
77	۲	١٣	04,0	٥٠

ك ح/	/ح	ಟ	مركز الفئة	ف
10	١	10	٤٧,٥	٤٥
صفر	صفر	۲.	24,0	٤٠٠
۱٦ -	١	١٦	44,0	40
77 -	۲	١٣	٣٢,٥	۳٠
۲۷ –	۳	٩	44,0	40
11 -	i	۴	۲۲,٥	۲٠
٧٧		1		
۸۱ -				
1 -			ļ	

 $0 \times \frac{\xi_{-}}{1} + \xi \gamma_{,0} = 1$ التوسط الحسابي

 $= 27,0 = 0 \times 0,0$  = 27,0 = 0  $\times 0,0$  = 27,0 = 7) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكز الفشات عن المتسوسط الحسابي (/ح/)

انحواف مواكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
7.,7	17,0
10,7	٥٧,٥
1.,4	04,0
0,4	٤٧,٥
صفر ا	٤٢,٥
1,4	44,0

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط ( /ح/ )	مواكز الفئات
4,4	۳۲,٥
15,4	YY,0 .
19,4	44,0

# (ب) استخراج مجه ك×/ح/

	_	
۲۰۰۲	۲٠,۲	٣
77171	۱۵,۲	<b>^</b>
18797	١٠,٢	14
۰٫۷۸۶	0,7	١٥
صفر 🗼	صفر	7.
۸ر۲۷	٤,٨	1 17
٤ر١٢٧	٩,٨	14
17771	۸ر۲۱	٩
3040	۱۹,۸	۲ ا
YA4.7		

الانحراف المتوسط 
$$=$$
 مجه ك  $\times$  / ح/ أي أن الانحراف المتوسط  $=$   $\frac{VA9.7}{1..}$ 

واليك مثال ثالث: التوزيع التكراري التالي يبين اوزان ٤٠ طالباً، المطلوب ايجاد الانحزاف لتبيان تشتت هذه الأوزان:

التكوار	الفئات
1	140
١	14.
۲ .	170
٣	17.
۳ '	100
٥	10.
٨	180
٦	15.
. 3	140 :
. 1	۱۳,۰
۳	140
صفر	17.
	110
بجـ ك ٤٠	

الحتل: `

# ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(كح/)	ح/ ح	ك	مركز الفثات	الفئات
7	٦	١,	177,0	۱۷۵
٥	٥	١	177,0	17.
٨	٤	۲	177,0	١٦٥
٩	٣	٣	177,0	17.

(كح/)	ح/	ك	مركز الفئات	الفئات
٦	۲	٣	104,0	100
ه ا	١	٥	107,0	10.
صفر	صفر	۸	1 2 7,0	110
٦ -	١ -	٦	187,0	11.
۱۲ -	۲ -	٦	144,0	150
۳ –	۳ –	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	144,0	17.
17 -	٤ _	٣	144,0	۱۳۰۵
صفر	0 _	- صفر	177,0	17.
1	٦ -	<u> </u>	117,0	110
<b>٣9</b> +		٤٠	ı	
<u> ۴۹ —</u>	'			
	-			

 $124,0 = 0 \times \frac{-0}{1}$  المتوسط الحسابي = 124,0 +  $\frac{0}{1}$ 

٢) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكبز الفئيات عبن المتبوسط الحسابي (/ ح/)

انحراف مواكز الفئات عن المنوسط الحسابي / ح /	مراكز الفئات
۲.	۵ر۷۷۷ 🗆
40	٥ر١٧٢
۲۰	٥ر٧٦٧
10	٥ر١٦٢
١.	٥ر٧٥١

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي /ح/	مراكز الفئات
٥	٥ر١٥٢
صفر	٥ر٧٤٧
o	٥٢٢٥
1.	٥ر١٣٧
١٥.	٥ر١٣٢ .
<b>*•</b> .	٥ر١٢٧ :
۲٥ . ،	۵ر۱۲۲
۳۰ .	٥ر١١٧ '

# (ب) استخراج محمد ك ×/ح/

ك /ح/	/ح/	. ك
۳٠	٣٠	١
40	. 40	١
٤٠	۲٠	۲
10	10	*
۳۰	1.	٣
40	o .	٥
۲۵ صفر ۳۰	صفر ۵	٨
۲۰	٥	٦ ،
7.	١.	1
10	10	١
٦٠.	٧٠	7
مفر	70	معر
مفر <u>۲۰</u>	٣٠	,
44.	<u> </u>	<u> </u>

$$9, vo = \frac{rg}{5}$$

نلاحظ مما سبق في الأمثلة التي أعطيناها اننا في الانحراف المتوسط، انما قد استخدمنا كل القيم المعطاة لنا، ولم نقتصر على قيمتين من القيم المعطاة لنا كها حدث بالنسبة للمدى المطلق او نصف المدى الربيعي.

### الانحراف المعياري Standard Deviation

تبين لنا ان هناك صعوبة قد قابلتنا عند استخدامنا لانحرافات القيم عن وسطها الحسابي كأساس لمقياس التشتت. وهذه الصعوبة هي الاشارات السالبة التي كنا نهملها. واتخذنا الانحراف المتوسط كمتوسط مجموع الانحرافات دون اعتبار للاشارة، ولكن في الانحراف المعياري وجدنا طريقة أخرى للتغلب على صعوبة الاشارات السالبة، وهذه الطريقة هي تسربيع الانحرافسات، أي ضربها في نفسها فتصبح كلها موجبة، ذلك أن (\_ × \_ = + ) وان (+ × \_ = + ).

وعلى سبيل المثال، لو اخذنا القيم الآتية لايجاد الانحراف المعياري لها = 0٤ ـ 20 ـ 71 ـ 71 ـ 27 ـ 71 ـ 71 ، فانه ينبغي علينا أولا ـ حساب المتوسط الحسابي لهذه القيم وهو هنا يساوي (٤٥)، ذلك ان مجموع القيم (٣١٥)، وعدد القيم (٧)، فالمتوسط اذن يساوي ٣١٥ = 20

ثانياً = حساب انحراف الفئات عن المتوسط، ويوضح ذلك الجدول التالي

مربع الانحراف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم
	٩	<del></del>
٨١	صفر ا	0 £
صفر	17-	10
407	17	44
u	۲ –	71
٤	<b>v</b>	٤٣
٤٩	12-	٥٢
197	۳۲ ـ	71
A£Y	۳۲	ج- ۳۱٥

ثالثاً = تربيع الانحراف عن المتوسط، أي ضرب كل رقم في نفسه حتى نقضي على الاشارات السالبة، وهذه الخطوة واضحة في الجدول السابق.

خامساً = حساب الانحراف المعياري وهذا ما هو الا الجذر التربيعي لمتسوسسط مسربعسات الانحراف أي = ﴿١٣٠،٣ = ١٠,٩٦٧ ، اي ان الانحراف المعياري يساوي ١٠,٩٦٧ .

# حساب الانحراف المعياري من جدول تكراري:

اذا اخذنا الجدول التكراري السابق (انظر ص ٦٠) إلخّاص بدرجات (١٣٦) طالب في اختبار الميول المهنية لحساب الانحراف المعياري له، فإننا

نتبع الخطوات الآتية:

# ١) حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(A)	(y)	(٢)	(0)	(1)	(٣)	(٢)	(1)
كح/	كح	ح	ك × ح/	٦	ك إ	مركز	ف
		, i	ļ <u></u>		[ 	الفئات	
14	71-	4+	٦٠	٥	۱۲	77	71
T	144	17	41	Ĺ	^	্বশ	٦٠
1844	1.4	14	44	٣	١٩١	٥٨ :	٥٦
V7A	97	٨	71	۲	١٢	01	٥٢
771	701	í	١٤	١	12	٥٠	£٨
				صفر	17	٤٦	ii
77.+	۸٠	£ -	۲۰	١-	۲٠	17	
۸۹٦	111-	۸ –	۲۸	۲ ـ	11	۳۸	*7
417.	١٨٠ -	14-	10 -	۳	10	41	. 44
1+97	707-	17-	71 -	i -	17	٣٠	YA :
7444	٦٢٨ -		104-		مج ۱۲۲		
<b> </b>	777		. 107				
	صفر		صفر.				

المتوسط الحسابي = 12 +  $\frac{صفر}{177}$  × ٤ = ٤٦

- ٢) ايجاد انحراف مركـز كـل فئـة عـن المتـوسـط الحسـابي دون اهمال
   للاشارات السالبة (العمود السادس) انظر ص.
- ٣) ايجاد حاصل ضرب كل انحراف في تكرار الفئة أي ك X ح (وهذا نجده في العمود السابع).
- ٤) ضرب حاصل ضرب السابق (العمود السابع أي ك ح) في الانحراف العمود السادس أي ح) مرة ثانية .

٥) ايجاد مجموع حاصل ضرب العمود السادس أي (ح) في العمود السابع
 أي (ك ح) ووضعها في عمود ثـامـن يسمــى (ك ح) وهــو هــا يســاوي
 ٧٤٧٢

٦) نقسم المجموع الذي حصلنا عليه في الخطوة السابقة (العمود النامن)
 على مجموع التكرارات (١٣٦) ثم نوجد الجذر التربيعي لخارج القسمة هذه
 والناتج لهذا يكون هو الانحراف المعياري، ويوضع في هذه الصورة التالية:

$$\begin{array}{c}
\sqrt{1}\sqrt{2} & = \sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2} \\
\sqrt{2}\sqrt{2} & = \sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}
\end{array}$$

ولنعطي مثالا آخر، وليكن المثال الخاص بالطلاب البالغ عددهم ١٠٠ طالب والذي أجري عليهم امتحان في اللغة العربية (انظر ص)، وكان المتوسط الحسابي في هذا المثال يساوي ٤٢,٣ اي ان المتوسط الحسابي عدد كسري، كما ان الانحرافات كانت ايضا اعداد كسرية، فعملية الحصول على الانحراف المعياري بالطريقة التي اتبعت في المثال السابق سوف تكون معقدة جدا، ذلك لما نحتاجه من عمليات ضرب وتربيع الاعداد الكسرية، لذلك سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون الآتي: \_

الانحراف × ك ح	النكوار × الانحواف	الانحواذ .	التكرار	الفئات
ك ح ٢	كح	ع	ك	ف
£A	14	Ĺ	٣	1.
٧٢	45	٣	٨	٥٥
. 04	. 44	۲	۱۳	٥٠
١٥	10	١	10	10
صفر	صفر	صفر	4.	į.
14	17-	١ -	17	80
۱۵	47_	۲	۱۳	٣٠
۸۱	YV _	٣-	4	40
£A	17-	٤	۲	۲٠
TA£.	<b>VV</b> .			,
	۸۱ - ٤ -			

نبدأ الخطوة الاولى في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة . والخطوة الثانية تتمثل في ضرب التكرار ك في الانحراف (حَ) اي (ك × حَ) (العمود الثالث)

والخطوة الثالثة تتمثل في ضرب الانحراف (حَ ) الفرضي في ك ح ويكون الناتج (ك ح/ ٢) (العمود الرابع)

المتوسط = 
$$0.73 + \frac{3}{1 \cdot \cdot \cdot} \times 0 = 2.73$$
 المتوسط =  $0.73 + \frac{3}{1 \cdot \cdot \cdot} \times 0$  الانحراف المعياري =  $0.5 \times 0.75  

الانحراف المعياري = 0  $\times 7.827$  الانحراف المعياري = 0  $\times 9.82$  الانحراف المعياري = 0  $\times 9.82$ 

ويمكن استخدام هده الطريقة ابصا في مثال ورن الـ (٤٠) طالب والفئاب والتكرارات كانت على النحو التالي \_

النكوار	الفئات
١	170
١	١٧٠
۲	170
٣	17.
٣	100
ه	10.
٨	120
٦ ٦	12.
٦	١٣٥
١ ٠	۱۳۰
٣	140
۲ صفر	14.
١	110
محد ك = ١٠	

والخطوة الأولى تتمثل في ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة وكان بساوي ١٤٧,٥ (انظر صفحة ٦٥)

والخطوة الثانية هي ايجاد مربعبات الانحراف ات الفرضية ذلك بضرب الانحراف الفرضي (حَ) في (كحَ) وعلى ذلك يتكون الجدول الآتي: \_

ك × ح/ <sup>×</sup>	ك ح/	ح/	త	ف
٣٦	, ٦	٦,	$\overline{\mathbf{v}}_{i}$	. 140
70	٥		1	۱۷۰
44	٨	Ĺ	۲	170
77	4.	٣	٣	170
1 17	1	Ť	٣ أ	100
	٥	1	٠ ه	10+
مفر	- مفر	صفر	, Y	120
	٦_	١-	٦	15.
	Y\$	Y-	η, .	140
. 4	۳		1	.140
£A	. 1,1 -	£	٣,	170
صفر	صفر	0 -	صفو	14.
77	٦_	1 -	,	110
	<b>74</b> -		, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	عب ك = ١٠
	<b>44</b> +			[
	صفو			

$$3 = 0 \sqrt{0.7 - 0.0} = 0 \sqrt{0.7} = 0$$

$$3 = 0 \times 0.540 \times 0 = 0$$

عرضنا فيا سبق لكيفية الحصول على المتوسط الحسابي من القيم المتقطعة Discrete Values وقلنا انه في حالة محاولتنا الحصول على المتوسط من جدول تكراري لقيم متقطعة، فإن الفرق الوحيد بين الجدول التكراري للقيم المتقطعة والجدول التكراري للقيم المتصلة ان هذا الأخير نستخدم فيه مراكز الفئة، بينا الأول لا تستخدم فيه مراكز للفئة، انما تستخدم القيم المعطاة نفسها، ويكون اختيارنا للقيمة خاضع للمبادى، التي على اساسها نحتار مركز الفئة الصفرية (انظر صفحتي ٢٥، ٢٥).

واذا اخذنا المثال السابق لتوزيع عدد الابناء في (١٠٠) عائلة (صفحة ٢٦)، فإن المتوسط الحسابي لعدد افراد هذه العائلات كان (٤,٣٩) وإذا حاولنا أن نحصل على الانحراف المعياري لقياس تشتت هذه الاعداد، فإننا نضيف الخطوات السابقة التي حصلنا منها على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة الا خطوة واحدة وهي ضرب (كح/) في (ح/) ذاك للحصول على مربعات الانحراف الفرضية (كح/) وهذه الخطوة تظهر في العمود الخامس للجدول التالي: \_

	٥)	(1)	(٣)	(٢)	(1)
فرضي	الاغواف اا	التكرار ×	الانحواف	عدد	عدد الابناء في
<b> </b>	( التكرار )	الاغراف	الفوضي	العائلات	العائلة
ļ	الاغراف)		·	'	
	ك × ح/ ً	ك×ح/	ح	산	ف
	٤٨	17-	£ -	٣	صفر
	٦٣ -	Y1.=	٣-	· <b>v</b>	<b>1</b>
1	٤٤	**	۲ ـــ"	- 11	۲ .
	16	11-	3 -	11	٣
ر	مِف	صفر	صفو	۲٠	í
1	17	17	1	17	
Ì	£A	71	۲ ,	١٢	٦
	77	. 41	٣	, A	' Y
	۸۰	۲٠	£	٥	A
1 .	40	. 1.0	0	٣	4
4	Υ,Υ	11	1	۲	1.
0	44	مجدح + ۱۰۸	(100)	مجد ك ==	
1		74 -	: 		
1.			, · ·	į	

$$\frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0$$

#### مقارنة بين مقاييس التشتت

لقد تبين لنا ان المدى المطلق في المجموعات الكبيرة يمكن أن يكون د فائدة، وان كانت فائدة محددة، وهو من ناحية اخرى اقل مقاييس التشتت ثباتا ودقة، لذلك فهو قليل الاستعمال لتأثره بالقيم المتطرفة الشاذة التي لا تمثل المجموعة التي ينتمى اليها.

كما تبين ايضا ان نصف المدى الربيعي، وان كان اكثر دقة من المدى المطلق لتعرضه للجزء الاوسط من المجموعة، والذي يكون أهمها واكثرها انتظاما، الا انه رغم هذا، فهو ايضا يتعرض لقيمتين هما الربيع الاعلى، والربيع الأذنى فقط.

ولكن الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يتلافيا ما في المدى المطلق، ونصف المدى الربيعي من عيوب، ذلك انها يدخلان في حسابها جميع قيم المجموعة...

ولكن متى نستخدم المدى المطلق . . .

أ ـ اذا أردنا معرفة مدى انساع التوزيع للقيم المعطاة لنا

ب \_ اذا تأكد لنا عدم وجود قيم شديدة التطرف.

ومتى يمكن لنا أستخدام نصف المدى الربيعي . .

أ \_ عندما نحتاج لمقياس تقريبي للتشتت في اقصر وقت.

ب \_ عندما تأكدنا من وجود قيم شديدة التطرف اذا ما قورنت بالقيم الأخرى .

ج - اذا اردنا الحصول على مقياس للتشتت في جدول تكراري مفتوح.

د ـ اذا اردنا معرفة مستوى تركيز القيم حول الوسيط.

متى نستخدم الانحراف المتوسط والانحراف المعياري؟

كها سبق ان قلنا، فإن كل من الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يستخدمان كل القيم المعطاة لنا، الا ان الانحراف المعياري اكثر استخداما من الانحراف المتوسط، ذلك انه يستخدم في طرق احصائبة متعددة.

- ونحن نستخدم هذين المقياسين: \_
- ١ عندما نريد الحصول على معامل للتشتت يتميز بقدر وآخر من الثبات والدقة ويفضل هنا الانحراف المعياري عن الانحراف المتوسط.
- ٢ ــ اذا ما اردنا اعطاء اوزان لجميع الانحرافات تبعا لقربها او بعدها عن
   المتوسط الحسابي .
- ٣ اذا كنا نريد الحصول على معاملات ارتباط او مقاييس للدلالة، فإن
   المعامل الذي يفضل استخدامه في هذه الحالة هو الانحراف المعياري.

وينبغي ان نشير هنا الى ان هذه المقاييس المختلفة لا تؤدي الى نتيجة عددية واحدة ، ذلك ان كل منهم ينظر الى التشتت من جانب معين، فالمدى المطلق ونصف المدى الربيعي ينظران الى اتساع التوزيع ، بينا الانحراف المتوسط والانحراف المعياري ينظران الى مدى التشتت او تجمع القيم حول المتوسط .

تمارين عامة

تمرين (١) يصور التوزيع التكراري التالي اجور ١٠٠ عاملة بأحد المصانع والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الاجور وايجاد الوسيط لها أيضا:

التكوار	الفئة
*	*1
	40
٨	* 9
. 14	. **
10	. 44
١٥	٤١
. 14	٤٥
11	1.4
4	٥٣
o	0.7
۲	۳۱ ، بر

#### غرين (٢)

اجرى امتحان لجموعتين من الطلبة والطالبات مجموع كل منهما ٣٠ فردا والجدولين التاليين يبينان التوزيع التكراري لامتحانها في مادتي الكيمياء والطبيعة.

أ \_ الطلبة:

النكرارات	الفئات
۲	Y £ •
٣	. 0.
4	η.
11	٧٠,
o '	۸٠
عجد ك ٣٠	

ب \_ الطالبات:

التكوارات	الفئات
Ψ	٤٠
0	0.
٦	٦٠
1.	٧٠
7	٨٠
بجـ ٰك ٢٠	

المطلوب

١ \_ حساب المدى المطلق

۲ ـ نصف المدى الربيعي .
 ٣ ـ بيان ايهما . اكثر تشتتا واي هدين المقياسين اصلح .
 تمرين (٣) .

التكوارات	الفئات
۸	10
18	, <b>*</b> • •
Y#	70
۲٦ .	٣٠
73	40
} r.	٤٠,
١٨	٤٥
18	٥٠
۴	٥٥

هذا التوزيع انما هو توزيع دخل ١٥٠ اسرة عراقية والمطلوب (١) حساب الانحراف المتوسط لتباين تشتت هذه الدخول.

(٢) واستخراج نصف المدى الربيعي وتبيان اي المقياسين ادق ولماذا.

## غرين (٤)

الجدول التكراري التالي يوضح درجات بجموعة من تلاميذ احدى المدارس الابتدائية عددهم ٦٠ تلميـذا وتلميـدة مـن مـادة الرسم والمطلـوب حسـاب الانحراف المتوسط والانحراف المعياري لهذه الدرجات لقياس مدى تشتتها ، مع الاشارة الى اي المقياسين تفضل، ولماذا ؟

النكوار	الفئات
١٣	۳۰
٩	70
٩	۲.
4	10
١٥	1.
٥	٥



# الفصل الرابع

# العينات Samples

ولكن هل يمكن لنا قياس الظاهر أو السمة أو القدرة التي نريد قياسها عند كل افراد المجتمع . كالمجتمع المصري مثلا اي هل يمكن لنا معرفة المقاييس الفعلية المجتمع كله ؟ أي المقاييس البارامترية ؟ Paramemteric

انه يصعب علينا هذا بطبيعة الحال، لذلك ثلجاً كما يلجاً غيرنا من الباحثين الى دراستها في عينات ممثلة representative . واختيار العينة اختيارا سليا يجعل النتائج التي نتوصل اليها لا تقل دقة عن تلك التي تسفر عنها طريقة الحصر الشامل.

وهناك شروط معينة لاختيار العينة:

- ا ــ المجتمع الذي سوف نختار منه عينتنا: هل هو عينة من الطلاب الجامعيين أو طلاب المدارس.. أو الحرفيين.. أو عال المصانع أو عال مصنع معين.. من الذكور.. أو من الاناث.. أو منها معا، وان كانت عينتنا من الاناث.. قالاناث العاملات.. أو غير العاملات من المتعلمات.. أو من غير العاملات.. ان الشرط الوحيد هنا هـو صـدق تمثيل العينة المختارة للمجتمع الأصلي Population.
- ٢ حجم العينة . والعينة الكبيرة عند الاحصائيين هي التي تتكون من ٣٠ فردا أو يزيد . .

٣ ـ الفرص المتساوية لوحدات المجتمع الأصلي . . على الباحث أن يتحقق من أنه
 قد أعطى وحدات المجتمع التي تخبر منه عينته فرصا متساوية Equal
 في الاختبار .

# أنواع العينات:

ولاختبار العينة فان هناك طرقا معروفة لهذا الاختيار:

#### العينة العشوائية Random sample

هي عينة مختارة بدون ترتيب أو نظام مقصود فكل أفراد المجتمع الذي اخترنا منه كان لهم فرص متساوية في الاختيار ولم يكن هناك تحيز عند الاختيار، فالعينة العشوائية هي عينة غير متحيزة Unbiassed. فلنفرض أننا نريد اختيار (٦٠) طالباً من طلاب السنة الأولى بكلية الهندسة لدراسة بعض من السمات الشخصية فلكي نختار اختياراً عشوائياً غير متحيز هـ و أن نلجاً لكشوف أساء الطلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ٢، ١٢، ٢٢، ٢٢، ٤٢، كن كشوف أساء الطلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ٢، ١٢، ٢٢، ٢٢، ٤٢، ٥٢ الخيار لكشوف الدرجات العشوائية ونتخبر على أساسها.

### العينة القيدة Controlled sample

قد نقوم ببحث علمي نتطلب في عينته سات أو خصائص معينة .. وقد يكون هذا البحث عن الطلبة الموهوبين ، وتكون شروط الموهبة الأولية عندك الحصول على 10٪ فأكثر في امتحان الثانوية العامة . فالمطلوب منك اولا حصر عدد الأفراد الذين يتوافر فيهم هذا الشرط بين مجموع طلاب الثانوية العامة وسيتبين لك ان عددهم قليل لدرجة أن عينتك سوف تستنفذهم كلهم .. عندئذ لا تكون مشكلتك مشكلة اختيار عينة من بين أفراد عجتمع الطلاب بل هي حصولك على عدد كاف من هؤلاء الطلاب تبعا للشروط الموضوعية ، أما

اذا كان عدد هؤلاء المستوفين للشرط كثيرين ذلك أنك قد حصرتهم فانك سوف تحاول وضع شرط أو شروط جديدة حتى تحد من عددهم هنا يتبين لنا أن هذه العينة المقيدة تتطلب أولا حصر الأفراد المستوفين للشروط في المجتمع الاصلي ثم اختيار العينة المطلوبة من بين هؤلاء الأفراد ويكون هذا هو الشرط الثاني . .

#### العينة الطبقية: Stratified sample

العينة الطبقية تجمع بين العينتين السابقنين ذلك انها مقيدة بصفات المجتمع الأصلي وهي عشوائية في حدود هذه الصفات.. وهذه العينة تستلزم من الباحث الذي يتخير عينته في ضوءها أن يحلل المجتمع الأصلي أولا، ثم يختار عشوائيا في ضوء صفات هذا المجتمع.. وقد يكون المجتمع موضع الدراسة على سبيل المثال مجتمع طبقي، فعلى الباحث أن يختار أفراد عينته من الطبقات كلها وأن يكون أفراد هذه العينة من ناحية أخرى مختارين عشوائيا وبنسب واحدة من الطبقات المختلفة.

#### الدرجة الميارية: Standard score

لمقارنة درجة فرد بغيره من الأفراد ولمعرفة معنى الدرجة الحاصل عليها أو لمقارنة درجات فرد في امتحانات مختلفة أو اختبارات تقيس أشياء مختلفة . فانه يمكن تحويل الدرجة الخام Raw score الحاصل عليها الى درجة معيارية Standard score وذلك عن طريق ايجاد المتوسط الحسابي لدرجات المجموعة في هذا الاختبار أو الامتحان أو غيره، كذلك ايجاد الانحراف المعياري لها ثم ايجاد الفرق بين الدرجة الخام للفرد وبين المتوسط الحسابي وقسمة هذا الفرق على قيمة الانحراف المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعيارية.

فاذا رمزنا للدرجة الخام Raw score بالرمز (س)

ورمزنا للمتوسط الحسابي Arithmetic Mean بالرمز (م) ورمزنا للانحراف المعياري Standard Deviation بالرمز (ع)

و فاننا نستطيع الحصول على الدرجة المعيارية عن طريق المعادلة الآتية:

$$\frac{m-q}{m}=\frac{m-q}{m}$$
الدرجة المعيارية  $m=\frac{m}{2}$ 

فالدرجة المعيارية اذ تعبر عن الفرق بين اللرجة الخام للفرد ومتوسط درجة الجاعة التي ينتمي اليها في ضوء الانحراف المعياري وعلى هذا فالدرجة المعيارية تعتمد في حسابها على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وهي تضع في الاعتبار تشتت الدرجات ذلك أن هذا التشتت يؤثر في مركز الدرجة من متغير لآخر ومن اختبار لآخر (اختبار تحصيل دراسي، استعداد، ميول مهنية أو وزن، سن. الخ) وكما نعرف فان الانحراف المعياري انما هو مقياس للتشتت ومركز الفرد يختلف من اختبار لآخر حتى وان تساوى انحراف الدرجة ذلك بسبب اختلاف التشتت.

وانحراف الدرجات عن المتوسط يوضح مستوياتها المختلفة فساذا كسان الانحراف عن المتوسط موجبا فان هذا يعني زيادة الدرجة عن المتوسط أما اذا كان الانحراف عن المتوسط سالبا، فهذا يعني نقصان الدرجة عن المتوسط.

فالانحراف يساوي الدرجة الحاصل عليها الفرد مطروحا منها المتوسط، فاذا كان هناك على سبيل المثال طالب قد حصل على 17 درجة 1 في امتحان الحساب وكان متوسط درجات هذا الامتحان تساوي 1 درجة 1 فان هذه الدرجة تنحرف عن المتوسط انحرافا موجبا مقداره (1 درجات) ذلك أن الانحراف هنا يساوى 1 1 1 1 1 كذلك فإن الطالب الحاصل

على ١٥ درجة ، تنحرف درجته عن المتوسط انحرافا سلبيا بمقدار ، - س ، فالأنحراف هنا يساوي (١٥ - ١٨ = - س).

ولكن هل يمكننا الانحراف من أن يأتي حكمنا بواسطته صحيحا ؟ قبل أن نجيب على هذا السؤال نعطى المثال التالي:

لقد طبقت أربعة اختبارات على مجموعة من الطلاب، وكان نتيجة واحد منهم كما يعرضها الجدول التالي:

الانحراف عن المتوسط	الدرجة	التوسط	الاختبار
٤ +	44	1.8	القدرة الحسابية
٤ +	7 2	۲٠	القدرة اللغوية
r —	14	10	القدرة الموسيقية
۳ —	٧	1.	القدرة الميكانيكية

نلاحظ على الجدول أن انحراف درجات الطالب في اختباري القدرة الحسابية والقدرة اللغوية متساوية وأن انحراف درجاته في اختباري القدرة الموسيقية والقدرة الميكانيكية متساوية كذلك فهل تفوقه في القدرة الحسابية مساوى لتفوقه في القدرة اللغوية؟ وأن ضعفه في القدرة الموسيقية يساوي ضعفه في القدرة الميكانيكية؟ ان قيمة الانحرافات توكد صحة هذا الاستنتاج.

والحقيقة أن درجات الأفراد قد تنتشر بعيدا جدا عن المتوسط بحيث بصبح الانحراف الموجّب المساوي (٤ درجات) قريبا جدا بالنسبة للتوزيع من المتوسط وهذا لا يؤدي الى حكمنا حكما صحيحا على مستوى الطالب. كذلك

فان الانحراف السالب (- ٣) قد يصبح قريبا من ذلك المتوسط بالنسبة للتوزيع وقد يضيق انتشار اللرجات ويقل تشتتها بحيث يصبح الانحراف الموجب المساوي (1 درجات) بعيدا عن المتوسط بالنسبة للتوزيع وهذا يحدد لمثل ذلك التشتت مستوا عاليا من مستويات ذلك الاختبار . والأمر سوف يتضح لو تبينت القيم المختلفة لتشتت Dispersion درجات الاختبارات الاربعة السابقة ونسبة مستوى هذا التفوق أو هذا الضعف لهذه الاختبارات ذلك أننا سوف ننزع على الفور لتخطئة حكمنا السابق.

فاذا كان الانحراف المعياري للاختبار الأول يساوي (0) والانحراف المعياري للاختبار الثالث المعياري للاختبار الثاني يساوي (٦) والانحراف المعياري للاختبار الثالث يساوي (٣) والانحراف المعياري للاختبار الرابع يساوي (٤) فانه نسبة انحراف درجة الطالب في الاختبار الأول الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ( $\frac{2}{0} = 0.0.0$ ) وهذا الناتج يعبر عسن مستوى الطالب في القدرة الحسابية. وان نسبة انحراف درجته في الاختبار الثاني الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ( $\frac{2}{0} = 0.0.0$ ) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة اللغوية. وهذا يعني أن مستواه في القدرة الحسابية أعلى منها في القدرة اللغوية.

كذلك فان نسبة درجته في الاختبار الثالث الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار تساوي ( $\frac{-7}{7}=-...$ ) وهذا يعبر عن مستوى هذا الطالب في الاختبار تساوي (أن نسبة درجته في الاختبار الرابع الى الانحراف المعياري تساوي ( $\frac{7}{4}=-...$ ) وهذا يعبر عن مستواه في القدرة الميكانيكية.

وهذا يعني أن ضعفه في القدرة الموسيقية أكبر منها في القدرة الميكانيكية . من هذا نستطيع أن نقول أن حكمنا هنا في ضوء الانحراف المعياري هو الحكم الأصوب. كذلك فاننا نشير الى أن الدرجة الناتجة من قسمة الانحراف على الانحراف المعياري هي الدرجة المعيارية والتي حصلنا عليها طبقا للقانون الذي سبق أن عرضنا له في بداية هذه المحاضرة.

# الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية

- المتوسط الحسابي للدرجة المعيارية لأي توزيع تكراري تساوي (صفر) بصفة دائمة والانحراف المعياري يساوي (واحد صحيح) لذلك فانه يمكن لنا أن نقارن درجات الاختبارات المختلفة مها كان متوسط درجاتها الخام ومها كانت قيم انحرافاتها المعيارية ، ذلك لأن عملية تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية توحد متوسطات جميع تلك الاختبارات (أي نقطة الصفر) وتجعل وحدات المقياس متساوية في كل اختبار من هذه الاختبارات ذلك أن كل منها يساوي (واحد صحيح).

ـ ان الدرجات التي تقل في قيمتها العددية عن المتوسط (كما سبق أن بينا) تنحرف عنه انحرافا سالبا والدرجات التي تزيد في قيمتها العددية عن المتوسط تنحرف عنه انحرافا موجبا.

	•	•		· • •	
	r( \frac{z}{\xi} )	<u>ر</u> -	ح*	٠ ح	w.
٠			٤٩ -	٧	۳.
-			٦٤	۸	٠ ٢
		•	. A1	۹	١
•	.'		13	£	٦
			í	۲ -	٨
ļ		1.	١٦	٤+	18

۲( <mark>۲</mark> )	<del>ر</del> ع	5, -	ح	س
		Ĺ	۲ +	۱۲
		19	٧ +	۱۷
-		۸۱	۹+	. 14
		71	л <del>+</del>	١٨
-*	مج صفر	ج- ۲۲۸	<b>*.</b> -	١٠٠
\\\= t	صغر ۱۰ = ۲ سفر =	17A _ E	+' ۳۰ <u>-</u> صفو	

#### المئين Percentile

تبين لنا عند دراسة نصف المدى الربيعي أن للمجموعة ثلاث ربيعات وأربعة أرباع. فنحن اذا عددنا أفراد أية مجموعة مبتدئين بأقلها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد هذه المجموعة مقان النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ( $\frac{1}{2}$ ) مجموع أفراد هذه المجموعة أي ٢٥/، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Quartile Lower أما اذا عددنا أفراد هذه المجموعة مبتدئين بأكبرها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة ، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ، والتي بقع تحتها  $\frac{\pi}{2}$  من مجموع أفراد هذه المجموعة أي ٧٥/ منها هي ما تسمى بالربيع الأعلى Upper Quartile كذلك عرفنا أن الوسيط Median هو الربيع الثاني أي النقطة التي يقع تحتها  $\frac{\pi}{2}$ 0 من الحالات.

ولكن لو قسمنا المجموعة الى مائة جزء، فان المئين يكون هو النقطة التي

تحدد هذه الأجزاء، ذلك ان المئين هو أحد النقط الـ (١٠٠) التي ينقسم اليها التوزيع الى مائة جزء فهو يحتوي على المناب الأجزاء أو الدرجات أو الأفراد، فالمئين الـ ٨٠ مثلا لدرجات مجموعة من الطلاب في اختيار للقدرات يعني القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها ١٠٠٠ منهم اذا كان الترتيب المستخدم تنازليا، فالتوزيع اذا يقسم الى (١٠٠) مستوى أو (١٠٠) جزء أو (١٠٠) فئة ثم ننسب درجة الفرد الى أحد هذه المستويات أو تلك الأجزاء أو الفئات. فنحن عندما نرتب درجات الأفراد ترتيبا تصاعديا أو تنازليا يمكن تحديد الوضع النسبي للفرد أي وضع الفرد بالنسبة لأقرائه في المجموعة.

وغن في عجالً علم النفس نستخدم المقاييس العقلية، وهذه تكون نتائجها على هيئة مئين، لذلك نلاحظ أن الاختبارات أو المعايير العقلية ملحق بها جدول يبين المئين المقابل للدرجات المختلفة ذلك حتى اذا طبقناها على أي الأفراد وصحح هذا الاختبار فإننا من الجدول يمكن معرفة مركز هذا الفرد بالنسبة لزملائه أو يمكن معرفة رتبته المئينية Percentile Rank أي تحديد الوضع النسى له.

فأذا كان لدينا مجموعة مكونة من (٥٠) طالبا وكان لدينا طالب حصل على درجة أفضل من ٤٠ طالبا من هذه المحموعة فمعنى هذا أن هناك ٩ طلاب قد حصلوا على درجات أفضل منه، وهذا يعني أيضا أنه يقع في المئين الدرجة المئينية لهذا الطالب طبقا للمعادلة الآتية:

ومعنى ذلك أنه قد حصل على درجات أعلى من (٨٠٪) من بجموعة الطلاب التي ينتمي اليها، و ٢٠/ حصلوا على درجات أعلى منه ً. وعلى هذا فالربيع الادنى هو نفسه المئين الد (٢٥) والربيع الاعلى هو نفسه المئين الد (٢٥) والربيع الادنى تقع نفسه المئين الد (٧٥) ذلك أن المئين الخامس والعشرين والربيع الاعلى ألى المئين الخامس والسبعين يقع قبله ثلاثة ارباع القيم.

وإذا رَجَعنا للمثال المعطى لنا وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من ( ١٦٤) طالب في مادة اللغة الانجليزية:

تكرار متجمع صاعد	ك	ڧ
. 171	٣	٨٥
171	٥	٨٠
١٥٦	٥	٧٥
101	١٠ .	y.
121	14	70
١٢٩ نقطة الربيع الأعلى	۱۵	٦٥ فئة الربيع ٦٠
111	۲٠	٥٥ الأعلى
41	44	٥٠
าง	**	20 فئة الربيع
11نقطة الربيع الأدنى	10	٤٠ <u> </u>
44	١٣	80
17	١٢	۲۰ ا
í	í	10
صفر	سمفر سنينس	۲.
	م ج ك ١٦٤	

وقد حسب الربيع الأدنى والربيع الاعلى على النحو التالي:

رتبة الربيع الأدنى 
$$= \frac{175}{2} = 13$$
رتبة الربيع الأعلى  $= \frac{175}{2} \times \pi = 17$ 
الربيع الأدنى  $= \cdot 3 + \frac{17}{10} \times 0 = 23$ 
الربيع الأعلى  $= \cdot 3 + \frac{9}{10} \times 0 = 7$ 

فإذا أردنا أن نعرف المئين ( ٢٥ ) فائن رتبته  $= \frac{70}{100} \times 172 \times 100$  فإذا أردنا أن نعرف المئين ( ٢٥ ) فائن رتبته  $= \frac{17}{100} \times 100$  وهذا يعني أنه سوف يكون في الفئة ( ٤٠ – ) . وتكون قيمته  $= \frac{17}{100} \times 100 \times 100$  و  $= \frac{17}{100} \times 100 \times 100$ 

وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٥٥) فإن رتبته  $= \frac{70}{100} \times \frac{70}{100$ 

أي أن الربيع الأدنى هو المئين الـ ( ٢٥) والربيع الأعلى هو نفسه المئين الـ ( ٧٥) كما سبق القول . . .

ولكن كيف يمكن لنا ايجاد الرتبة المثينية لقيمة من قيم المجموعة. . ؟

لقد تعلمنا كيفية الحصول على القيمة التي تقابل مئينا معينا، ولكن كيف يمكن لنا معرفة درجة حصل عليها فرد أن نعدد مركزها وسط المجموعة التي ينتمي إليها هذا الفرد . . ؟ لنفرض أن هناك طالبا قد حصل على درجة ٥٨ في امتحان اللغة الانجليزية السابق الاشارة إليه فنلاحظ أن الدرجة ٥٨ تقع في الفئة (٥٥ –) وأن هناك (٤٤) فرداً درجاتهم أقل من الحد الأدنى للفئة ، كذلك فإن تكرار الفئة (٥٥ –) هو (٢٠) لذلك فإن عدد أفزاد الغئة (٥٥ –) مو (٢٠) لذلك فإن عدد أفزاد الغئة (٥٥ –) التي تقل درجاتهم عن ٥٥ هو  $\frac{60-60}{1}$  ×  $\frac{7}{1}$  ×  $\frac{7}{1}$ 

وعلى هذا فإن خطوات ايجاد الرتبة المئينية التي تقابل احدى القيم في أي المجموعات هي: ــ

- ـ عدد الفئة التي يقع فيها والحد الأدنى لهذه الفئة .
- احسب التكرار المنجمع (الصاعد أو النازل) قبل هذه الفئة .
- ـ احسب عدد أفراد الغثة التي تقل عن القيمة تبعاً للمعادلة الآتية :

- , أجمع التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل الغنة + عدد قيم الفئة التي تقل عن القيمة المعطاء.

\_ تحسب الرتبة المئينية المطلوبة بالمعادلة التالمة:

مثال (١)

الجدول التكراري التالي يصور درجات مجموعة مكونة من ٢٠٠ طالب في مقياس سوسيومتري لتحديد الأفراد الذين يتمتعون في جماعتهم بسهات القائد وسهات الفرد المنبوذ

التكوار المتجمع الصاعد	التكرار	الفئات
۳٠	۳.	۲
۸۰	٥٠	í
14.	٤٠	٦
14.	٥.	٨
۲۰۰	<u>r.</u>	1.

والمطلوب ايجاد المئين ٢٠، ٨٠ ثم ايجاد الرتبة المئينية .

مثال (٢)

ارجع الى صفحة ٥٦ مذكرة السنة الثانية لايجاد المئين ٨٠، ٧٥، ٣٠، ٢٥، ٨٠ لمثال وزنُ (٤٠) طالبا

مثال (٣) أعطى لك الجدول التكراري التالي الذي يصور توزيع احدى القدرات الابداعية: \_

ك	ن
Y	۲٠
٥	١٨
10	17
۱۳	11
٨	١٢
٧	١٠

والمطلوب

أولاً: حساب قيمة المئين الـ (٢٠) والـ (٥٠) والـ (٤٠).

ثانياً: حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم ١٢، ١٣، ١٦، ١٧،

٧.

# الفصل الخامس

# معاملات الارتباط

#### Coefficient of correlations

يستخدم معامل الارتباط في عام النفس لأغراض متعددة كثيرة منها الكشف عن مدى التشابه أو الاختلاف بين القدرات وبعضها وبين السمات وبعضها البعض.

على أن الارتباط بين ظاهرتين أو بين متغيرين أو بين سمتين أو قدرتين لا يعني أن أحدها علة للآخر أو سببا له ، بل قد يكونا هما الاثنان علة لمتغير آخر او متغيرين أو متغيرات أخرى . فالارتباط لا يعني العلية . فقد ترتبط ظاهرتين أو متغيرين سبباً لأسباب عرضية أو لأسباب لا ترجع لأي من الظاهرتين أو أن أحد المتغيرين سبباً لآخر أو شرط له ، على أنه قد يكون الشرط الوحيد له

ومعامل الارتباط إنما هو مقياس احصائي ببين مستوى العلاقة وحجمها، بين ظاهرتين يتغيران معا . أو هو مقياس يبين التغير الاقتراني بين ظاهرتين . وهو معامل يتراوح بين ± (٠,١): أي أن معامل الارتباط قد يكون موجبا وقد يكون ماحيح .

وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (١) صحيح وموجب فهذا يعني أن التغير في أحد الظاهرة الأخرى أو المتغيرين يصاحبه تغير في الظاهرة الأخرى أو المتغير الآخر، وان هذا التغير تغير تام أو مطلق فقطعة الثلج ينقص حجمها تبزيادة درجة الحرارة، وهنا يكون الاقتران سلبيا وقضيب الحديد يزداد طوله

بزيادة درجة الحرارة.. وهنا يكون الاقتران ايجابيا. كذلك العلاقة بين قطر الدائرة وبحيطها. وأيضا فانه كلما زاد الضغط قل الحجم والعكس صحيح وهذا يعني أن هناك علاقة طردية موجبة تامة أيضا \_ في حدود معينة \_ . ويكون معامل الارتباط كسر من واحد صحيح وهذا يتأتى عندما يصاحب التغير في أحد المتغيرين تغيرا جزئيا في المتغير الآخر، وأن هذا التغير يحدث غالبا، كأن يكون هناك معامل ارتباط موجب وجزئي (٨٠٨٠، ١٠٨٠، ١٥٨٠، بين التحصيل الدراسي والذكاء . ويكون معامل الارتباط كسر واحد صحيح ولكنه منخفض ذلك أن التغير في أحد المتغيرين يصاحبه تغير في المتغير الآخر أحيانا، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٠,٢٠) بين أحيانا، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٠,٢٠) من المتحصيل الدراسي والاستقامة وهذا يعني أن في (٠,٣٠) أو (٢٠٠) من الحالات يكون المتفوق دراسيا شخص مستقيم في سلوكه وأخلاقه . .

وقد يكون معامل الارتباط يساوي (صفر) وهذا يعني عدم وجود أي علاقة بين التغير الذي يحدث بين متغير ومتغير آخر. كالعلاقة بين حجم الجسم والصلع.

كذلك فمن الممكن أن يكون معامل الارتباط جزئي وسلبي، كأن يكون مصادفة، كارتفاع أسعار البترول في البلاد العربية صاحبه حدوث زلزال مدمر في اليابان . . كذلك فان هناك طالبا متخلفا دراسيا وليس له أي نشاط اجتماعي هنا ليس لأي منها تأثير على الآخر فالسبب انما يرجع للمرض وهو متغير آخر . .

والعلاقة في مجال العلوم الانسانية بين متغيرين لا تكون مطلقة أبدا أي لا يعبر عنها ب الما تكون العلاقة دائمًا كسر من واحد صحيح ذلك أننا في العلوم الانسانية ندرس الانسان وسلوكه والانسان متغير وغير ثابت على

حال كذلك فان هناك متغيرات كثيرة تغير حالته النفسية من حالة الى حالة أخرى . . لذلك تأتي العلاقة جزئية موجبة أو جزئية سائبة . والعلاقات بين المتغيرات قد تكون:

- ـ تامة موجية.
- \_ تامة سالبة.
- ـ جزئية موجبة.
- \_ جزئية سالية.
- ـ لا توجد علاقة اطلاقا أي أن معامل الارتباط يساوي (صفر).

ومعاملات الارتباط التي سوف ندرسها: "

- معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.
- معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.
- ـ معامل ارتباط بيرسون عن طربق الانحراف.
- .. معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.
  - .. معامل التوافق
    - ـ معامل فاي
  - ـ معامل الارتباط الثنائي.

## معامل ارتباط الرتب

قد نرغب في ترتيب مجموعة أفراد فصل دراسي في سمة القيادة أو النبذ، ذلك باستخدام مقياس كمي للارتباط بين هاتين السمتين. ولقد وضع سبيرمان قانونا يمكن به تحقيق هذا الهدف وهمو على النحو التالي:

$$(= i - \frac{r_1 + i_2}{i(i + r_1)})$$

فلنفرض أن لدينا مجموعة مكونة من عشرة أفراد ونريد أن نحدد سمة «القيادة» وسمة «النبذ» لهذه المجموعة في هاتين السمتين عن طريق تطبيق مقياس سوسيومتري. ولقد طبق المقياس بالفعل وكانت الدرجات التي حصل عليها أفراد هذه العينة على النحو التالي:

مربع	الفرق	رتبه سمة	رتبة سمة	سمة النبذ	سمة	أفراد	
		. النبذ	القيادة		القيادة	العينة	
17,4	4,0 -	٤,٠	٧,٥	Ψ γ	٣	١	
١,٠	۱,۰ -	٦,٠	٥	٥	٥	۲	
۲٠,٣	1,0 _	۷,۵	٣	٤.	٧	٣	
١,٠	۱,۰ –	٣,٠	۲	٨	٨	٤	١
١,٠	۱,۰ =	۲,۰	١ ،	٩	٩	٥	ŀ
۲٥,٠	٥,٠ _	١,٠	٦	١٠.	í	٦	١
7,4	۲,٥ -	0,.	٧,٥	٦	٣	٧	١
۲,۳	1,0 -	٧,٥	9,0	٤	۲	٨	
١,٠	1, -	۹,۰	1.,.	٣	1	٩	
٣٦,٠	٦ _	1.,.	٤,٠	1	٦	1.	ĺ
7,77							

نلاحظ أن هناك قيمة تكررت في سمة القيادة رقيمة أ نرى تكررت في سمة النبذ وهذا يتطلب منا أن نعطي ترتيبا متوسطا لكل من عاتين القيمتين. فالقيمة (٣) تكررت مرتين في سمة القيادة وعلى هذا فاننا نعطيها رتبة متوسطة بين (٨,٧) فيصبح الترتيب (٧,٥) وتعطى القيمة التالية لها الرتبة (٩). وهذا نفسه نقوم به بالنسبة الميقيمة (٤) التي تكررت مرتين في سمة النبذ.

واذا كانت هناك رتب تكورت ثلاث مرات مثلا فان كل منها تحصل على ترتيب متوسط أيضا.

ولما كان قانون سبيرمان يعني أن: 
$$=$$
 معامل الارتباط في الفروق بين الرئب م ج  $=$  مجموع مربعات الفروق في المناسب في  $=$  مربعات الفروق في المناسب الفروق في المناسب الفروق في المناسب الفروق في المناسب 
$$\frac{7777}{49} = \frac{17.7 \times 7}{99 \times 11} = \frac{177.7}{99 \times 11}$$

مثال آخر:

هناك فردان أ ، ب يقومان بالحكم على فرد آخر في سمة القيادة ونرغب نحن في معرفة ما اذا كان هناك اتفاقا في الحكم بين هذين الفردين على هذه السمة موضع الحكم أم لا . . لذلك فقد أعطى لهذين الفردين مقياسا للمكانة السوسيومترية مؤلف من ١٢ موقفا فاذا كان الفرد يتمتع بسمة القيادة حصل على ٣ درجات اما اذا كان لا يتمتع بهذه السمة حصل على درجة واحدة وكانت درجات الفرد في ضوء هذه المواقف كما يلي:

الحكم (ب)	المكم (أ)	أرقام المواقف
۳.	٣	
,	١	. 4
٣	. <b>"</b>	۴ ا
\	1	

الحكم (ب)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
٣	١	٥
۲	۴	٦
١	١	٧
١	۴	٩
۲	١	
١	٣	١
\	٣	11
٣	١	14

والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين الحكمين للتأكد من الاتفاق في الحكم من عدمه.

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على عينة مكونة من (٣٠) تلميذاً مرتين بهدف المحصول على معامل ثبات لهذا الاختبار باستخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.. وكانت الدرجات كما يعرضها الجدول التالي:

التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الوقم
٦٧	77	١٦	٦٧	77	1
77	٧٣	۱۷	٦٧	٧٠	۲
٦٧	٦٧	١٨	٦٧	٧٠	٣
٧٠	٦٧	۱۹	٦٩	77	٤
٦٧	٦٧	۲۰	۸۵	٦٧	٥

التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الوقم
٦٧	17	71	٦٧	٦٧	٦
۱۷	١٩	77	7.4	٦٧	٧
٧٣	٦٧	74	٤٩	٥٢	٨
٦٧	٦٧	71	٦٧	٦٧	٩
٦٧	٦٧	. 40	٦٨.	٦٩ :	١٠
٦٧.	٦٧	۲٦	٦٧	٦٧	11
77	77.7	. ۲۷	٦٧	٦٧	14
٧٣	· YA	۲۸	٦٩	71	۱۳
٧٦	٧٠	۳۰	٦٧	٦٧	١٤

ثم أعيد تطبيق هذا الاختبار مرة ثالثة على نفس مجموعة التلاميذ والمطلوب حساب معامل الثبات لهذا الاختبار، ذلك باستخراج معامل ارتباط الرتب لسبيرمان بين التطبيق الأول والثالث والجدول التالي يبين درجات أفراد هذه المجموعة في التطبيق الثالث:

التطبيق الثالث	رقم	التطبيق الثالث	رقم
٦٧	17.	17	١
٧١	١٧	٦٧	۲
٦٧	١٨	٦٧	٣
74	19	٧٥	. £
٦٧	۲٠	09	٥
٦٧	41	٦٧	٦
صفر	77	٧٨	٧
٧٣	44	٥٢	٨
٦٧	71	٦٧	٩
٦٧	40	٦٧	1.1.
٦٧	77	70	11
7.7	77	٦٨	17
٧٣	۲۸	٧١	15.
٧٢	۲.	٧٢	11
79	٣٠	٦٧	10

لاحظ أحد الباحثين أن الأسر كبيرة العدد يكون عائلها قليل الانتاج في مضار العمل ذلك أن كثرة مشاكله الأسرية تمنعه من التفرغ لعمله والاهتمام به ورفع معدلات انتاجه . . فأردنا أن نخضع هذه الملاحظة للتجريب فاخترنا (١٥) أسرة كبيرة العدد وحصرنا معدلات انتاج عائلها في مجال العمل فتجمع لدينا الجدول التالي ، والمطلوب منا حساب معامل الارتباط بطريقة سيرمان للتأكد من صحة هذه الملاحظة أو عدم صحتها .

معدلات انتاج رب الأسرة	حجم عدد أفرادها	الاسرة
١٨	٥	١
17	Y	۲
13	٦ '	٣
1\$	A,	Ĺ
**	٨	٥
٠ ٨٧	£	٦
10	٦	Y
*•	4	٨
71	١٠	4
47	٦	1+
44	1.	11
٣٠	A 1	14
**	٥	١٣
71	<b>1</b> .	11
١٨	٨	10

#### معامل ارتباط بیرسون Product-moment Correlation

كلمة moment تفيد انحراف القيم عن المتوسط مرفوعة لابة قوة وتقوم التسمية على أساس أن المقدار الهام فيهذه الطريقة هو حاصل ضرب انحراف من القيمتين المتقابلتين في المتغيرين عن متوسطها.

ولقد لاحظنا ان معامل ارتباط الرتب يقومعلى حساب الرتب لا القيم ذاتها وأن زيادة القيمة أو نقصائها لا يغير من وضعها بالنسبة للمجموعة ، بينا الأمر مختلف في معامل ارتباط بيرسون من القيم ذلك أن هذا المعامل يتأثر بأدنى تغير في قيمة لذلك فاننا نقول أن حساب معامل الارتباط عن طريق استخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم يكون أكثر دقة عما لو استخدمنا معامل ارتباط الرتباط لسيرمان .

ونعرض فيا يلي لدرجات مجموعة مكونة من (٥) أفراد في مقياسين أحدها للانطوان الانبسط (من) والاخر للتصابيه (ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام مباشرة..

ص۲	س۲	س X ص	قيم حق	قيم س	الأفراد
£ 4	٩	71	٧	٣	١
70	Ĺ	١٠.	٥	۲	۲
1	64	٧٠	1.	٧	٣
47	40	۳۰	٦	٥	Ĺ
111	71	47	14	٨	٥
701	101	444	٤٠	TO	ن = ه

### والخطوات التي اتبعت تتلخص في:

- \_ الحصول على مجـ س، مجـ ص وهي القيم الخام نفسها .
- \_ ضرب كل قيمة من قيم المتغير (س) في مقابلها من قيم المتغير (ص) ثم الحصول على مجـ س ص.
- تربيع قيم (س)، وكذلك نربيع قيم (ص) ثم الحصول على مج س٢،
   عجـ ص٢.

### معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الحسابي

يقوم حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق المتوسطين الحسابين لكلا المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينها بحساب انحراف كل قيمة مَن قيم كل متغير عن متوسطها . . ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك .

أي أننا نقوم بجمع قيم المتغير (س) ثم قسمة الناتج على مجموع أفراد العينة (ن) وبذلك نحصل على متوسط قيم هذا المتغير .

.. ثم نجمع قيم المتغير (ص) ونقسمه على (ن) أي على مجموع أفراد العينة ونحصل من هذا على متوسط قيم المتغير (ص).

\_ نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (س) عن متوسطها ، ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (حَ س).

\_ كذلك نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (ص) عن متوسطها ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (حَ ص).

\_ نربع كل انحراف موجود في العمود ح س كذلك العمود (ح ص) فنحصل على العمود ح س٢ والعمود ح ص٢ ثم نجمع ح س٢ ، ح ص٢ فيكون لدينا عجـ حَ س٢ ، عجـ حَ ص٢ .

- وأخيرا نضرب الانحراف ح س في الانحراف ح ص لنحصل على العمود ح س ح ص . ثم تقوم بجمع قيم هذا العمود لنحصل على مج ح س ح ص .

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من (١٠) أفراد لمعرفة العلاقة بين مستوى قدرتهم على التحصيل (س) وذكائهم (ص) وكانت درجاتهم في هذين المتغيرين على النحو التالي:

014,70	057,00	٧١,٢٥		٠٠٨,٢٥	1-7,70	۲۸,۷۵	17,70	01,70	٠٢,٧٥		47,70	200 × 200
	٠١٠,٥٠ ج	A17,70	T£7,70	7,70	44,40	188,80	14,70	17,70	.,70	177,70	177,70	6
- ۲۵ غفو خس×خص	* + 1.0 = .0'.1.1	<b>ፕ</b> ኢ, ዕ	14,0	1,0	۸,۵	13,6	, i	7,0	· .	71,0	11,0	CO!
	77,0 -	1,40	07,70	4.40	107,70	1,70	7,70	76.70	07,70	7,70	01,70	61/
1 1 0	44,0 + -=	۲,0	۲,٥	0,0	17,0	۲,0	۲,0	10,0	≺,٥	7,0	۷,۰	مرا
7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7	4 > 0		- <del>-</del> -	ter	- <b>1</b>	÷	60	*	-۳۸	٠,	•	8
14,0	<u>ئ</u>	6	 •	44	÷	6	7.	77	-	<u></u>	۲٥	ç
المتوسط				>	<b>≺</b> .	ه.	D	t.	7	∢	_	C.

ويكون قانون الحصول على معامل ارتباط بيرسون باسنخدام المنوسط الحسابي على النحو التالي:

أي يكون معامل الأرتباط في هذه المسألة: ر =

# معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي

ولكن يلاحظ في الطريقة السابقة (طريقة استخدام المتسوسط الحسابي الحقيقي) ان السهولة التي تتميز بها هده الطسريقة قد اضاعتها القيم غير الصحيحة للمتوسطات الحسابيان لذلك نحاول في طريقة أستخدام المتوسط الخسابي الفرضي ان نتغلب على هذه المشكلة ففي المثال السابق كان المتوسط الحسابي الحقيقي للمتغير (س) (١٧,٥) فلكي نقضي على الكسر نختار الوسط المغير (ص) الفرضي (١٨) للمتغير (س) ولما كان المتوسط الحقيقي للمتغير (ص) ونتبع نفس الخطوات السابقة بعد ذلك ثم نستخدم المعادلة التالية الحصول على معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي .

ونعرض في يلي لجدول العمليات الحسابية للمثال السابق في ضوء المتوسط الفرضي ونلاحظ خلو القيم من الكسور.

ح س × ح ص	ح ص	خ ص	حَ س	حّ س	ص	w	ن
VY	171	11	. 24	V	٥٠	40	1
71	111	11	11	١ ،	٦٠	14	۲
	1	١ ،	.72	٨	٣٨	1.	٣
10	4	٣	770	10	٤٢	44	٤
17	٣٦	7	٠٠٤	۲	٤٥	۲٠	٥
\ <b>**</b>	171	11	9	٣	٥٠	10	٦
117	۸1	4	174	18	٣٠	٥	٧
•••	1	١	.40	٥	٤٠	74	٨
107	421	14	٠٦٤	٨	4+	1.	4
	AEI	74	4	٣	1.	10	1.
DOV	7-17	04 +	714	70	470	140	ان =
77 -		<u> </u>		۳۰ +	44	١٨	م =
071 +		<u> </u>		o —			

### معامل ارتباط بيرسون من جدول مزدوج

الجدول المزدوج احيانا ما يطلق عليه جدول الانتشار . . وجدول الانتشار المجدول المزدوج هو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معا ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد معرفة طبيعة العلاقة بينها . على ان في الجدول المزدوج توضح علامة واحدة تعبر عن قيمتين بالنسبة للمتغيرين الاول والثاني . بينا في الجدول التكراري نضع علامة واحدة تعبر عن قيمة واحدة من قيم هذا الجدول . .

على اننا نستخدم طريقة التكرار المزدوج لفئات الدرجات في حساب معامل الارتباط الا اذا كان عدد الافراد يزيد على (٤٠) فردا . وعندما يقل عدد الافراد عن هذا الحد فان القيمة العددية لهذا المعامل تتأثر الى الحد الذي يبعدها عن القيمة الحقيقية للارتباط . .

ونعرض للمثال السابق (صفحة) الخاص بالانطواء / الانبساط (س) والعصابية (ص) ونحاول تكوين الجدول المزدوج له والدرجات كانت ...

ص	س	Ü
٧	٣	١
٥	۲	۲
١٠	Y	٣
	٥	£
٦	٥	£
14	Α_	٥
<u>i.</u>	70	

#### جدول ارتباط Correlation table

<b>بج</b> ۔		į

مج	- 17	- A	- 1	س/ص
۲			11	- 4
۲		,	١	0
١	١ ،			~ A
٥	1	1	4	جج

ب

يدل انتشار العلامات وهي تسير في الاتجاه أ ـ د على ان هناك علاقة موجبة

يدل جدول الارتباط السابق على العلاقة بين (س، ص) وقد تم تكوين

- هذا الجدول على النحو التالى بـ
- ١ \_ جعلنا فئات المتغير س في المربعات الرأسية .
- ٢ \_ وجعلنا فئات المتغير ص في المربعات الافقية .
- ٣ ـ فئات المتغيرين س، ص بطريقة الجدول التكراري.
- ٤ وضعت درجات المتغيرين بتفريع كل درجتين متقابلتين معا فعلى سبيل المثال تم تفريع القيمتين الخاصتين بالفرد (١) وهما ٣، ٧ معا . فالقيمة ٣ فرغت في الفئة (٤ ) ذلك في المربع الذي يجمع بينهما . . .
  - وقد تم ذلك بالنسبة لكل القيم الخاصة بالمتغيرين (س، ص)

#### مثال

الدرجات التالية هي درجات عينة مكونة من ( ٨ ) افراد في متغيرين ( س ، ص ) والمطلوب حساب معامل الارتباط من جدول ارتباط مزدوج ذلك بتوضيح شكل هذا الارتباط . .

## بجدول ارتباط مزدوج Double frequency table

مج	- 07	- ٤٢	- 77	- 14	س/ص
٤	4	//	,	}	_ 4
۲	<del>                                     </del>		11		- 14
صفر					- 44
۲				*//	- 77
٨	1	۲	7	+	مج

لقد تم تكوين جدول الارتباط المزدوج هذا بالطريقة السابقة في المثال السابق وتدل العلاقة هنا على انها سليمة ذلك ان الانتشار يسير في الاتجاه (جـ ـ ب).

أمثلة

مثال (١) طبق اختبار سوسيومتري على مجموعة من الطلاب عددهم (٣٨) طالباً وطالبة وكانت درجاتهم في الأبعاد الثلاثة للمقياس السوسيومتري كما يلي:

	J U .	•	# h
الثبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
٣	12	14	1
11	1	£	۲
14	ν.	7.	۳ .
صفر	۲	٣	Ĺ
1	صفر	صفر	٥
۳ ٥	صفر ٥٠	صفر	۱ ۲
	٥٠	££	٧
۲ ا	١	٣	) ^ [
صفر	صفو	صفر	] 4
١ ١	صفر	٥	1 10
17	. 1	۲	11
۳ ا	۲	٥	14
٦	٣	٣	18
٣	Ĺ	111	12
٣	صفر	٦	10
۱۳	٥	Ĺ	17
صفو	مفر	مفر	. 14
صفر	صفر ا	صفر صفر	14
٥	١ ١	مفر	14
	۲	4	a, Y•
مفر ا		٣	2× 11
10	صفو	Ĺ	77
í	۲	۱	74
		<del></del>	

. . .

النبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
صفر	صفر	صفو	71
14	٣	18	40
۲	1	٠ ٣	41
۲	۲	ه	**
٧	. 44	10	. 44
۲	. £	12	74
صفو صفو صفو	صفر	١	٣٠
صفر	٨	۱۳	٣١
صفر	١	£	44
١	١ ١	٣	. 77
٥	صفر	4	37
77	٣	1.	40
} 0	Ĺ	Y	47
10	۲	۲ ,	44
10	۲	۲	٣٧
٥	صفر	۲	**

### المطلوب أولا:

حساب معاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام طريقة بيرسون من القيم الخام المباشرة.

#### ئانيا :

حساب معاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام الجدول المزدوج.

#### : 1111

حساب معاملات الارتباط بين ابعاد القبول والقيادة، وبين القبول والنبذ، وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ ذلك باستخدام طريق المتوسط الفرضي، ثم بطريقة المتوسط الحقيقي.

مثال (۲) من الجدول التالي استخرج المئينات الـ: ۲۵، ۲۵، ۵۰، ۵۵، ۲۵، ۹۹، ۸۰، ۹۹

10	۲٠
١٠	70
17	٣٠
۱۳	70
112	٤٠
17	10
۱۲ :	. 0.
١٢	0.0
11	٦٠
17.	

مثال (٣):

	T	<del></del>	<del></del>	
۳٠	40	٧٠	1.4	17
٧٠	70	٦٠	۱ ۲۰	٥٠
11	١٣	10	1.	17
٧٠	70	٤٠	٣٠	10
10	۳۰	YA	77	40
٦٧	70	71	٦٠	٧٠
٨٢	٧٠	٨٠	. 74	74
40	۲٠	17	10	۸٠
44	19	14	71	44
44	٣٦	77	**	٤٣
	<u></u>	L	<u> </u>	

الدرجات السابقة هي درجات مجموعة من الطلاب عددهم (٥٠) طالبا، المطلوب المئينات الـ ٢٠، ٢٥، ٣٥، ٤٠.

مثال ( ٤ ): احسر بالدرجا

احسب الدرجات المعيارية لطالب قام باجراء عدد من الاختيارات المنتسبة علم بأن درجاته الخام ومتوسطها الحسابي في هذه الاختبارات كانت على النحو التالي :ــ

المتوسط الحسابي	الدرجة الخام	الاختبار
۲.	72	١
40	14	*
11	17	٣
17	40	£
. 17	14	٥
۲٠	77	٦.
40 .	۳۷	Y
۳.	, ۳۸	٨
٤٠	٥٠	. 4
17	14	١.
**	٣٤	11
77	١٣	14

مثال (٥): طبقت أربعة اختبارات عن مجموعة مكونة من ١٥ فرد وكانت درجاتهم على النحو التالي:

			<del></del>	
اختبار ( 1 )	اختبار (۳)	اختبار (۲)	اختبار ( ۱ )	
1.4	۲٠	14	1.4	1
**	10	1 Å	4+	۲
41	٣٥	14	40	۳
**	٣í	71	. ٣٠	1
17	17	۳۵	13	٥
١٨.	1.4	۳۰	45	٦
14	77	70	۳۰	٧
۲٠	٣٤	17	17	
40	[ Y7	74	* 1.9	4
77	10	۳£	1.4	١٠
٣٠	Y£	73	70	11
17	74	40	٣٠	14
14	1 1 1	1.4	77	14
۲٠	14	17	YA	11
**	١٦	14	**	10

والمطلوب حساب معاملات الارتباط بين هذه الاختبارات الاربعة ذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام ووضعها في مصفوفة ارتباطية .

# معامل التوافق

#### Contingency Coefficient

بستخدم معامل التوافق في الحالات التي يكون فيها المتغيران منقسهان الى أصناف أو صفات متميزة أو يختلفان معا اختلافا نوعيا، أو اختلافا كميا متصلا ولا يشترط ان يكون المتغيران موزعان توزيعات متصل.

والمثال النالي يوضح هذا الامر. علما بأن قانون معامل التوافق هو يــــ

$$\overline{\frac{1}{n}} - \sqrt{n} = \overline{n}$$

الجموع	ناجح	راسب	المارسة الرياضية
74	10	١٤	ارياضي
44	4.	4	غير رياضي
٥٨	70	**	المجموع

ریاضی 
$$\frac{1}{\sqrt{4}} = 11,40 \times \frac{1}{\sqrt{4}} = 11,40 \times \frac{1}{\sqrt{4}} = 11,40 \times \frac{1}{\sqrt{4}}$$
 ریاضی

$$\frac{1, \cdot r_{100}, \cdot + \cdot v_{100}, \cdot + \cdot v_{100}, \cdot}{1 - v_{100}, \cdot} = \frac{1}{v_{100}, \cdot}$$

$$\ddot{u} = \sqrt{1 - \frac{1}{v_{100}, \cdot}} \sqrt{1 - v_{100}, \cdot} = \sqrt{1 - v_{100}, \cdot}$$

= ٠,١٧٦ وبقسمة هذا على ٠,١٧٦

$$\cdot, \gamma : A = \frac{\cdot, \gamma \vee \gamma}{\cdot, \gamma \cdot \vee} = \varepsilon_1 \gamma_1 \cdot \gamma_2$$

ومن الجدولُ التالي احسب معامل التوافق علما بأن الرقم الذي يعطيه لنا كندال = ۰٫۷۰۷

المجموع	غير مستهدف	مستهدف	الحكانة السوسيومترية
17	١٣	٣	المقبولين
1.4	[ v ]	11	المنبوذين
٣٤	۲٠	١٤	المجموع

معامل فاي Phi Coefficient

معامل فاي Phi يمكن اعتباره حالة خاصة لمعامل التوافق، ذلك أنه يستخدم في الحالات التي يكون فيها المتغيران اللذان نريد معرفة طبيعة العلاقة بينها فنقسم كل منها الى قسمين كل له نوعية خاصة متميزة. فقد نريد ايجاد العلاقة بين مجموعة من الطلاب أجابوا على سؤال في أحد الاختبارات بنعم أو لا ومجموعة اخرى اجابوا على سؤال آخر في نفسل الاختبار بنعم او لا أيضا كذلك لو كان لدينا مجموعة من الطلاب قسمت الى قسمين احداها تعرضت للضغط الانفعالي قبل الامتحان والقسم الآخر لم يتعرض لهذا. والمطلوب معرفة أثر الضغط الانفعالي على النجاح والرسوب.

النسبة	الجموع	ا الم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي نتيجة الامتحان
٠,٤٧	۸۰	10	40	رسبوا
٠,٥٣	٩.	10	70	رسين غيحوا
1,00	17+	٧٠	1	المجموع
Ĺ <u></u>	1, • •	٠,٤١	+,09	النسبة

ولكي نستخدم معامل Phi ينبغي ان نحول التكرارات التي بداخـل هـذا الجدول الى نسب مئوية في ضوء المجموع الكلي . . ذلك بحساب نسبة كل طلبة

وذلك بقسمة تكرارها على المجموع الكلي .

فالتكرار ٣٥ يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ٠,٢١ (أ) والتكرار ٤٥ يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ٠,٢١ (ب) والتكرار ٦٥ يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ٠,٣٨ (جـ) والتكرار ٢٥ يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ١٠٠ (د) والتكرار ٢٥ يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ١٠٠ (د) نسبة الذين رسبوا ٧٠,١ (هـ) نسبة الذين نجحوا ٧٠,٠ (ي) ونسبة من تعرضوا للضغط الانفعالي الراسبين والناجحين 
$$= ٥$$
 ( هَـ) ونسبة من لم يتعرضوا من الراسبين والناجحين  $= ٥$  ( هَـ)

النسبة	لم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي نتيجة الامتحان
٠,٤٧ ( هـ )	،۲۲۱ (ب)	/(1)· <sub>1</sub> Y1	رسبوا
۰٫٥۳ (ي)	لم ١,١٥ ( د )	۰٫۳۸ (جـ)	أغجوا
1,**	. +,£1	٠,٥٩	النسبة
	(ي)	(~)	,

وقانون Phi على النحو التالي:

$$\frac{\cdot, \forall \lambda \times \cdot, \forall \gamma - \cdot, \forall \delta \times \cdot, \forall \gamma}{\cdot, \forall \gamma \times \cdot, \delta \times \cdot, \forall \gamma} = \phi$$

لو أردنا معرفة العلاقة بين من أجابوا بنعم ولا على السؤال الأول في امتحان لمادة اللغة الفرنسية ومن أجابوا بنعم ولا على السؤال الثاني في نفس الامتحان وكانت نتائج التكرارات على هذين السؤالين على النحو التالي:

النسبة	المجموع	Y	نعم	السؤال الثاني
٠,٥٠	10	٥	١.	أنعم
۰,۵۰	10	١٠	ه	ן צ'
1,	٣٠	10	10	ج-
	1,**	٠,٠	٠,٥٠	النسبة

النسبة	Å	نعم	السؤال الأول السؤال الثاني
٠,٥٠ هــ	۰٫۱۲ ب	1.,77	نعم
۰٫۵۰ ي	3 1,88	٠,١٧ جــ لا	۲ ا
1,**	۰٫۵۰ ي	۰۵۰۰ هـ	النسية

$$\frac{i_{0} - \psi - \psi}{\sqrt{x - \psi} \sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times) - (\cdot, 1 \times \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times) - (\cdot, 1 \times \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times) - (\cdot, 1 \times \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

$$\frac{(\cdot, 1 \times \cdot \cdot, 1 \times)}{\sqrt{x - \psi}}$$

### معامل الارتباط الثنائي Bi Serial Correlation

قد يصادف الباحث حالات يكون فيها أحد المتغيرين مصنف الى فئات عددية بينا يتعذر تصنيف المتغير الآخر، بل ويكون هذا المتغير الآخر مقسم الى قسمين أو وحدتين أو صفتين كتوافق أو عدم توافق. انطوا / انبساط اجتاعي / غير اجتاعي متغيب / حاضر.. لذلك فنحن هنا نستخدم معامل الارتباط الثاني لنحل هذه المشكلة.

فالجدول النالي يبين عدد الافراد الذين وقعت عليهم جزاءات ومن لم توقع عليهم الجزاءات والعلاوات التي حصل عليها كل منهم:

الجمرع	~ 0	- i	- ¥ .	- t	- 1	العلاوة الجزاءات أفواد وقعت
•	0	18	**	11	77	عليهم جزاءات
		,				أفراد لم توقع عليهم
<b>!</b> ' ]	صفر	٦	71	77	.01	جزاءات
1.	٥	71	£7 ·	40	14.	المجمرع

والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي للتأكد من وجود علاقة بين منغيري الجزاءات والعلاوات.

المتغير الأول:

ك ح	٦	ك	ف
14 -	۲ –	. 4	١
0 -	١ - ١	0 : .	٣
صفر	صفر ا	1.4	T
44	<b>\</b>	44	£
71	7	17	٥
<del>** -</del>	İ	77	
£7 +	1		
77			-

## المتغير الثاني:

ك ح	٦	ð	ف
۲ -	Υ -	1	١
صفر	١-	صفو	۲
صفو صفو	صفو	•	
7 %	1	: Y£ '	٤
٤٦	۲	77	ه ا
¥.	}	01	,
1-			
7.4			<u> </u>

$$\gamma = 0.7 + \frac{7.7}{2.0} \times \gamma = 0.7 + 7.07 + \gamma = 0.7 \times \gamma =$$

الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية:

ك حح	ك ح	ح	ಟ	ف
1.	7	.٧	1.	١
ها	o —	1-	ِه ا	۲
مفر	صفو	صفر	Y£	٣
17	17	1	เา	Ĺ
11:-	<del>V·</del>	۲	17.	0
	117			

$$\frac{7}{17} - \frac{771}{17}$$
 $\frac{7}{17} - \frac{771}{17}$ 
 $\frac{7}{17} - \frac{771}{17}$ 
 $\frac{7}{17} - \frac{771}{17}$ 
 $\frac{7}{17} - \frac{7}{17}$ 
 $\frac{3}{17} = \frac{7}{17}$ 
 $\frac{1}{17} = \frac{1}{17}$ 
  $=\cdot, 700 \times \cdot, 700 \times \cdots \times \frac{\cdot,911}{1,1719}$ 

·, £ 9 A ---

ولقد تمكن دنلاب Dunlap من تعديل القانون السابق ووضعه في الصورة التالية:

$$\frac{1}{\sigma} \times \frac{1-\eta}{\sigma}$$

فمتوسط المتغير الأول (م أ) = ٣,٨٤٨ أما متوسط المجموعة الكلية (م) =

 $+ r,o = 1 \times \cdot, vo\lambda + r,o = 1 \times \frac{91}{17 \cdot} + r,o$   $\xi, ro\lambda = \cdot, vo\lambda$ 

$$\frac{\cdot,00}{4} \times \frac{1,700 - 7,010}{4} = \frac{1}{2}$$

$$1,£1 \cdot X \frac{\cdot,£1 \cdot -}{1,1714} = 0$$

$$\cdot,£4\lambda = 1,£1 \cdot X \cdot,707 = 0$$

حصل الباحث على الأرقام التالية لمتغيري الترقية والجزاءات. والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي بين المتغيرين.

الجموع	٥	٤	٣	۲	١	التوقية الجزاءات
77	4	72	۱۳	٨	۱۲	وقعت عليهم جزاءات لم توقع
17.	17	۲٦ ٥٠	14	£ 17	1 £	عليهم جزاءات المجموع

طبق مقياس للحكم على صلاحية مجوعة من الافراد للعمل، وفي الوقت نفسه استخدم محكا خارجيا للحكم على هذه الصلاحية. والمطلوب حساب معامل صدق هذا المقياس ذلك باستخدام معامل الارتباط الثنائي، ويمكن من الجدول التالي الوصول الى هذا:

الجموع	0	£	٣	۲	١	مقياس الجزاءات المحك الخارجي
٥í	•	۲	10	44	٩	لم توقع عليهم جزاءات
11,	_ _	٦ ٨	۳٠ ٤٥	44	۸ ۱۷	وقعت عليهم بعزاءات المجموع



# الفصل السادس حساب دلالة معاملات الارتباط

بعد أن درسنا كيفية الحصول على معامل الارتباط بين متغيرين.. فان معامل الارتباط لا تكون له قيمة ، الا اذا كان دالا Singnificant والدلالة تعني ان هناك علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين اللذين ندرس حقيقة العلاقة بينها . ونحن نستطيع ان نحسب دلالة معاملات الارتباط التي نصل اليها بالطريقة التالية :

- ١ حديد عدد أفراد العينة التي نريد حساب العلاقة او الارتباط بين متغيرين
   قيسا فيها، وعدد الافراد هذا نرمز له بالرمز (ن).
- کے حساب درجة الحریة Degrec of freedom ذلك بطرح عدد  $\gamma$  من قیمة  $\gamma$  ن  $\gamma$  . اي أن ن  $\gamma$   $\gamma$   $\gamma$  درجة الحریة .
- س \_ ناخذ درجة الحرية ونبحث امامها تحت النسبتين (٠,٠)، (٠,٠) فاذا كان معامل الارتباط (اي الرقم الذي حصلنا عليه) اقل من القيمة الموجودة تحت أي من هاتين النسبتين كل على حدة فانه في هذه الحالة لا يكون دالا أي لا يدل على علاقة حقيقية بين المتعيرين اللذين نبحث عن حقيقة العلاقة بينها أما اذا كان الرقم الذي حصلنا عليه أي معامل الارتباط مساوي او يزيد عن أي من القيمتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين الموجودتين النسبتين الموجودتين الموجود
- إذا كان معامل الارتباط له دلالة عند ٠,٠١ قان هذا يعني ان نسبة الثقة فيه ٩٩٪، وأن نسبة الشك في هذا المعامل تساوي (١٪). اما اذا
   تنان له دلالة عند (٠,٠٥) فان هذا يعني أن نشبة الشك في هذا المعامل

٥٪ بينما نسبة الثقة فيه تساوي ٩٥٪.
 ونعرض فيما يلي لجدول معاملات الارتباط:

		درجات الحرية		·	ادرجات الحوية
٠,٠١	+,+6	(٢_٥)	٠,٠١	•,• ۵	(ن ـ ۲)
•,£47	٠,٣٨٨	71	1,	444	١
٠,٤٨٧	٠,٣٨١	40	.,44	٠,٩٥٠	۱ ۲
+,£78	٠,٣٧٤	77	•,404	*,474	٣
٠,٤٦٣	٠,٣٦١	7.4	۱۷ر۹	+,411	٤
+,£07	۰,۳۵۵	. 74	۰,۸۳٤	٠,٧٠٧	\ \ \
+,££4	•,٣٤4	۴۰	•,٧٩٨	•,535	\ v
+,114	٠,٣٢	40	٠,٧٦٥	* •,377	A .
٠,٣٩٣	٠,٣٠٤	1.	۰,۷۳۵	٠,٦٠٢	۹ ا
+, <b>TY</b> T,	*,444	20	٠,٧٠٨	+,0Y%.	1.
•,٣01	٠,٢٧٣	٥٠	•,1/12	+,000	11
•,440	٠,٢٥٠	3.	+,171	٠,٥٣٢	11
٠,٣٠٢	•,744	٧٠	137,0	+,011	١٣
*, * * * *	1,717	٨٠	٠,٦٢٣	+,£47	11
٠,٢٦٧	٠,٢٠٥	4.	1,717	, EAT	10
+,701	1,140	100	,04.	4,57%	17
+,444	+,171	140	.,040	. •,£07	14
+,4+4	1,104	10.	150,0	.,111	۱۸
+,1 EA	٠,١١٣	7	+,019	1,174	14
-,174	٠,٠٩٨	٤٠٠	4,057	٠,٤١٣	rı
٠,١١٥	•,•٨٨	0++	.,010	1,1.1	77
٠,٠٨١	٠,٠٦٢	1	٠,٥٠٥	٠,٣٩٦	**

ولكي تتضح طريقة الحكم على معامل الارتباط وعما اذا كان له دلالة ام لا، فاننا نعطى المثال التالي: ــ



## الفصل السابع مقاييس الدلالة اختيار « ت « test «t»

يستخدم اختبار و ت و كوسيلة لمعرفة حقيقة الفرق بين مجموعتين، وعما اذا كان هذا الفرق فرقا جوهريا . . . اي له دلالة Significance احصائية ام لا فاذا كان له دلالة احصائية فمعنى هذا ان هذا الفرق فرق حقيفي أما اذا كان الفرق ليس جوهريا ، أي ليس حقيقيا فان هذا يعني ان هذا الفرق سوف يختفى عند اجراء هذا البحث عدة مرات . .

وعند استخدام اختبار (ت) لمعرفة مدى دلالة الفرق بين متوسطي عينتين مختلفتين في العدد فاننا نستخدم المعادلة التالية بـ

$$\frac{1}{0} - \frac{1}{1} - \frac{$$

أما اذا كان عدد افراد العينتين متساويتين فاننا نستخدم المعادلة التالية:

$$\frac{\frac{\gamma_1 - \gamma_1}{\gamma_2}}{\frac{\gamma_2}{\gamma_1 - \gamma_2}} = 0$$

ويلاحظ هنا اننا نطوح من (ن) رقم واحد فقط. أي (ن - ١).

واليك مثالين يتبين منها كيفية الحصول على قيمة «ت» كذلك طريقة الكشف عن هذه القيمة وهل لها دلالة احصائية ام لا. أي هل «ت» تدل على وجود فرق حقيقي ام فرق يرجع لظروف التطبيق...؟

لقد اجرى باحث دراسة على مجموعتين من الطلبة والطالبات استخدم فيها اختبارا لقياس القدرة الموسيقية فكانت درجاتهم على النحو التالي:

				<u>·</u>
كحَ	كح	ح	5	ف
۲۸	11 -	۲	٧	٥
٨	<u>,</u> _	<b>1</b> –	٨	1.
۸ صفر	صفر ا	صفر	ò	10
١٠	1.	1	1.	7.
41	1.4	Ť	4	40
44	74	٣	11	۳۰
141	111		٥٠	1
	77 -		[	
	74		•	

$$\gamma = 0.77 + 0.76 + 0.7$$

$$\gamma_{1,\xi} \cdot = \gamma_{1} \cdot + \gamma_{1} \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot = \gamma_{1} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 0 = \frac{\gamma_{1}(\gamma_{1}) - \gamma_{1} \gamma_{1}}{\sigma_{1}} \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \gamma_{1} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot 1 \cdot 0 = \beta$$

$$\gamma_{1,\eta} \cdot$$

#### الطالبات

ك حّ '	ك حَ	ځ	신	ڧ
71	17-	۲ –	٦	٥
٦	۱ - ۱	, <b>1</b> —	٦	ا ۱۰
صفر	صفر	صفر	٨	10
٧	Y	١ ١	٧	۲٠
٦٠	٣٠	۲	١٥	10
177	01	۳.	14	۳۰
177	14-		7.	
	41			
	٧٣			

$$a \times 1.717 + 17.0 = 0 \times \frac{77}{1} + 17.0 = 0$$

$$\frac{\overline{\Upsilon(1,\Gamma)Y)-5.\Gamma1Y}}{\Upsilon(1,\Gamma)Y} = \xi = \frac{\overline{\Upsilon(Y\Gamma)}-\frac{\Gamma04}{7.}}{7.} \qquad 0 = \xi$$

$$\frac{7,A77}{0} = \xi = \frac{7,A17}{1,A17} = \xi$$

$$\frac{A.17.0 = 1,7A2.1 \times 0}{2 \times 1,1A17} = \xi$$

$$\frac{7,A77}{0} = \xi$$

$$\frac{7,A77}{0} = \xi$$

$$\frac{7,A17}{0} = \xi$$

$$\frac{7,A17}{1} = \xi$$

$$\frac{7$$

(ت) لبس لها دلالة عند أي من (٠,٠١) أو (٠,٠١) كذلك طبق هذا الباحث اختبارا لقياس المكانة السوسيومترية بين مجموعتين

منساوينين من الطلبة والطالبات وكانت درجاتهم على النحو التالي، والمطلوب حساب قيمة (ت) للتأكد من وجود فرق حقيقي بين المجموعتين ام لا . . ؟

الطلبة:

ك خ	ك ح	خ	ك	ف
۳٦	14-	۲	٩	0
14	11-	. 1	14	1.
صفر	صفر	صفر	٣	10
1.	١٠	١	1+	۲٠
71	۱۳	4	٦.	. 40
٨٢	*•-		٤٠	
	44 +			
	۸			

#### الطالبات:

				•
ك خ٢	كحَ	خ	ك	ف
۲٠	1	۲ —	0	٥
٩	4	١	٩	1.
صفر ۱۱	صفر	صفر	14	١٥
11	11	١	11	۲۰
- A - 1 A	٤	۲ .	۲	70
٤٨	19 -		<u>i.</u>	
	10 +			
	£ —			

#### عينة الطلبة

$$0 \times (\cdot, \mathbf{r} -) + 1 \mathbf{v}, 0 = 0 \times \frac{\mathbf{A} -}{\mathbf{t} \cdot} + 1 \mathbf{v}, 0 = \mathbf{v}$$

$$\frac{\overline{\Upsilon(\Lambda-)} - \overline{\Lambda\Upsilon}}{\frac{1}{2}} \sim \frac{1}{2}$$

$$\overline{r(\cdot,r-)-r,\cdot o} = e$$

$$v, \cdot \lambda \lambda o = 1, \epsilon 1 \forall v > \lambda o = \overline{v, \cdot 1} \setminus o = \epsilon$$

#### عينة الطالبات:

$$0 \times (\cdot, 1 - ) + 1 \lor, 0 = 0 \times \frac{1 - \cdot}{1 \cdot} + 1 \lor, 0 = 0$$

وبما أن عدد أفراد العينتين واحد، أي ( ٤٠٠ ) فاننا نستخدم المعادلة

$$\frac{\eta - \eta}{\frac{\gamma^{7} + \gamma^{7} \gamma}{1 - 1}}$$

$$\frac{1 \vee - 17,0}{1 \vee (0,10) + (0,10)} = \frac{1 \vee - 17,0}{1 \vee (0,10) + 10,0}$$

$$\frac{\frac{\cdot,0}{\vee 9,9\vee 1}}{|\nabla 9|} = \frac{\frac{\cdot,0}{\vee 9,9\vee 1}}{|\nabla 9|} = \frac{\cdot,0}{|\nabla 9|} = \frac{\cdot,0}{|\nabla 9|}$$

$$\cdot, \pi = \frac{\overline{\cdot, 0} - \overline{\cdot}}{1, \varepsilon \pi \tau_1} = \frac{\overline{\cdot, 0} - \overline{\cdot}}{\tau_1 \cdot 0 \cdot 1} = \overline{\cdot}$$

ليس لها دلالة عند اي من مستويات الدلالة.

### حساب الدلالة

ولكن كيف تم لنا الكشف عن دلالة (ت) أو عدم دلالتها ؟

في المثال الاول كانت قيمة (ت) تساوي ١,٢٠٢ بدرجة حرية ١٠٨٠ لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحرية (١٠٨) تحت مستوى لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحريد (١٠٨٠) تساوي (٠,٠٥) وعنين ان قيمة ت في الجدول عند (١,٠٠٥) تساوي ١,٩٨ وهذه نفوق القيمة التي حصلنا عليها، وبذلك فان القيمة (١,٢٠٢) التي حصلنا عليها تـؤكد عـدم وجـود دلالـة ـ أي ليس هنـاك فـرق بين المجموعتين في السمة المقاسة بينها وهذا هو ما حدث بالنسبة للمثال الثاني والذي حصلنا فيه على قيمة (ت) وكانت تساوي ٩٤٨٠.

نسبة الاحتالات

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥.	•,1•	٠,٥٠	يرجات الحرية
					(ن ـ ۳)
ت = ۲۳٫۳۲	ت = ۲۱٫۸۲	ت = ۲٫۷۱	ت = ٦,٣٤	ت= ۱٫۰۰۰	1
4,4 4	7,47	٤,٣٠	7,47	٠,٨١٦	۲
0,41	1,01	۳,۱۸	7,40	4,770	٣
٤,٦٠	۳,۷۵	۲,٧٨	۲,۱۳	+,٧٤١	£
£, + Y	4,47	7,07	۲,۰۲	+,٧٢٧	0 '
۳,۷۱	<b>7,1 £</b>	Y,£0	1,42	•,٧١٨	٦
۳,٥٠	4,	۲,۳,٦	1,9 •	٠,٧١١	Y
7,77	۲,۹۰	7,71	1,87	۰,۷۰٦	٨
· 7,70	7,47	4,44	1,88	٠,٧٠٣	. 4
. 4,14	۲,۷٦	۲,۲۳	1,41	٠,٧٠٠	1.1.
7,11	7,77	۲,۲۰	1,4 •	•,747	11
٣,٠٦	7,31	7,14	1,74	1,740	11
. 4,+1	7,70	7,17	1,77	.,79£	۱۳
<b>1,4</b> A	4,74	7,11	1,77	+,444	11
7,40	7,4 •	7,17	1,40	-,741	١٥
7,47	4,04	7,17	1,70	.,44.	14
Y,4 •	7,07	7,11	1,172	,784	17
7,44	7,00	7,1+	1,74	4,744	١٨
7,47	7,0 £	Y,+ À ]	1,77	4,744	19
7,4 2	7,04	4,+4	1,77	٧٨٢,٠	٧.

1,11	•,•٢	.,.0	+,1+	+,0 +	درجات الحرية
					(٣-٥)
7,88	7,07	7, • A	1,77	٠,٦٨٦	41
4,44	4,01	7,+7	1,74	£ & £, •	77
7,41	7,0 -	4,-4	1,71	۰,۲۸ <i>۵</i>	77
7,4.	7,19	7,7	1,71	٠,٦٨٥	75
4,44	4124	7,+7	1,71	385,	40
4,44	, 1£A	7,07	1,71	1,781	77
7,77	Y,£Y	7,00	1,7:	1,782	1 77
7,77	7,57	7,+0	٧,٧٠	•,٦٨٣	74
7,77	4,67	۲,۰٤	1,7+	•,788	79
7,70	4,57	۲,۰٤	1,4.	4,786	۳٠
7,77	Y,ii	۲,۰۳	1,74	٠,٦٨٢	40
7,71	4,14	۲,۰۲	۸۶,۱	1,77.1	٤٠
4,74	7,11	۲,۰۲	1,58	٠,٦٨٠	10
4,74	۲,٤٠	۲,۰۱	1,78	•,774	٥٠
Y,33	4,44	۲,۰۰	۰٫٦٧	۸۷۲,۰	٦٠ '
7,70	4,44	۲,۰۰	1,77	٠,٦٧٨	٧٠
17,71	۲,۳۸	1,44	1,77	•,177	۸۰
7,75	7,44	1,44	1,77	1,777	4 -
7,75	7,77	1,48	1,77	1,177	1
7,77	4,47	1,44	1,11	٠,٦٧٦	110
7,71	7,40	1,44	1,77	+,177	10-
7,7.	7,70	1,47	1,70	٠,٦٧٥	***
7,04	7,71	1,44	1,70	•,7٧0	***

	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	•,0•	درجات الحرية ( ن - ۳ )
	7,09	4,41	1,47	1,70	٠,٦٧٥	
l	4,04	7,77	1,97	1,70	٠,٦٧٤	0
	T,0A	٧,٣٣	1,47	1,70	٠,٦٧٤	1
ŀ	7,01	۲,۳۳	1,4%	1,70	٠,٦٧٤	1



## الفصل الثامن تحليل النباين Analysis of Variance

يهدف تحليل التباين الى قياس دلالة الفروق بين مجموعتين او اكثر ، وعها اذا كانت هذه الفروق، ان وجدت، راجعة الى اختلاف حقيقي بين هذه المجموعات وليس راجعة الى ظروف التجربب (التطبيق) او الى المصادفة :

ويتمبز تحليل النباين عن اختبار «ت» في ان هذا الاخير يحاول كشڤ النقاپ عن القروق بين مجموعتين، بين الذكور والاناث مثلا . . الخ ويقوم تحليل النباين على اساس الحصول على نسبة (ف) F. ratio، التي تول اليها Eisher والتي هي محك الحكم في ضوء الجدول الذي وضعه Snedecor.

وعلى سبيل المثال فهناك ثلاثة مجموعات من الطلاب المنتسبين لمستويات اجتاعية مختلفة والمطلوب معرفة اذا ما كان هناك فرق بين هذه المجموعات الثلاثة بسبب تباين المستوى الاقتصادي ام لا.

( جـ )	(ب)	(1)
٨	٦	<b> </b>
Y	٨	
11	٥	. 4
1.	£	٦
4	۳	ا ه ا
مج == 20	مج = ۲۵	مج == ۳۵
م == ٥	م = ه	٧=٠

اذا اردنا الحصول على نسبة ف F. ratio فعلينا أولا: حساب منوسطات المجموعات الثلاثة كل على حدة:

فمتوسط المجموعة الاولى 
$$\frac{00}{0} = 0$$
 ومتوسط المجموعة الثانية  $\frac{00}{0} = 0$ 

 $q=rac{50}{0}=rac{50}{0}$  كذلك فان متوسط المجموعة الثالثة

ثانياء

حساب المتوسط الحسابي العام (اي المتوسط الحسابي لمجموع المتوسطات الثلاثة) وهو يساري هنا:

$$v \frac{\tau_1}{\tau} = \frac{q + a + v}{\tau}$$

#### ثالثا:

حساب النباين العام General variance اي مجموع مربعات انحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام:

$$(Y - V)^{+}(Y - V)^{$$

رابعاء

حساب التباین بین المجموعات ای حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعیة عن المتوسط العام وهذا یساوی مجموع مربعات الفروق فی العینة . = (V - V) + (V -

حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

يلاحظ أن مجموع انحرافات القيم عن المتوسط العام يساوي (٧٤) وهذا هو مجموع مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسطالعام في عدد الافراد اي (٨ × ٥) تساوي (٤٠) زائد مجموع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وجمدًا يساوي (٧٤).

#### سادسا:

حساب درجات الحرية Degrees of freedom

$$\gamma_0 = \frac{\xi_0}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$

$$\gamma_{,\Lambda \Upsilon} = \frac{\Upsilon \xi}{1 \Upsilon} = 0$$
 liberated with  $\frac{1}{1}$ .

$$\gamma_{1}$$
 بين المجموعات  $\gamma_{1}$  = F. ratio نسبة ف  $\gamma_{1}$  = F. ratio داخل المجموعات داخل المجموعات

ويمكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	بجوع الموبعات	: مصدر التباين
۲.	۲	٤٠	بين المجموعات
۲,۸۳	١٢	٣٤	داخل المجموعات
77,88	1 £	٧٤	المجموع الكلي

وبالكشف عن قيمة (ف) نجد ان وف، ليس لها دلالة اي ان الفرق هنا ليس فرقا حقيقيا . . .

طبق احد الباحثين في علم النفس الاجتماعي استبيانا للاتجاهات على اربعة بجموعات فكانت درجاتهم على النحو التالي والمطلوب معرفة هل هناك فرق حقيقى في الاتجاهات بين هذه المجموعات ام لا...

د	جـ	ب	
40	Y0	۳۸	77
777	۲.	٤٢	17.
71	77	٣٥	70
19	44	٣٦	٣٥
**	٤١	٣٧	۲٠
74	٣٤	٤.	. 4.5
٤٤	٣٧	٤١	۳۸
۲٠	7.8	44	<b>YY</b>
77	40	40	۳۷
۱٧	٤٢	۳۷	71

نبدأ أولا بحساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة على جدة:

متوسط المجموعة الاولى 
$$=\frac{\gamma\gamma}{\gamma}$$

$$m_{\Lambda} = \frac{m_{\Lambda}}{1} = \frac{m_{\Lambda}}{1}$$
 عتوسط المجموعة الثانية

كذلك يحسب المتوسط العام (وهو يساوي مجموع المتوسطات الاربعة:

$$r_{\bullet} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

ثم نقوم بحساب التباين العام (وهو يساوي بجموع مربعات انحراف القيم في كل مجنوعة عن المتوسط العام:

كذلك نحسب التبايـن بين المجمـوعـات اي حسـاب مـربعـات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام (وهذا يساوي مجموع مربعات الفروق في المسنة)

ثم حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي (وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي:

بعد ذلك نحسب درجات الحرية. فدرجة الحرية بين المجموعات تساوي عدد المجموعات ـ 1 أي  $2 - 1 = \boxed{7}$ 

أما درجة الحرية داخل المجموعات فتساوي عدد المجموعة الاولى -1 وعدد المجموعة الثانية -1 وعدد المجموعة الثالثة -1 وعدد المجموعة الرابعة -1 اي -1 -1 -1 -1 -1 -1 -1

أما درجة الحرية الكلية فتساوي عدد القيم — ١ = ٤٠ = ٣٩ = ٣٩ ويكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	مجوع الموبعات	مصدر التباين
. 147,77	٣	1674	بين المجموعات
YA,YY	۳٦	1.46	داخل المجموعات
010,79	44	Y £ 4 £	المجموع الكلي

$$17.90 = \frac{£ 17.77}{71.97} = 0$$
 وعلى ذلك فان نسبة ف

وبالرجوع لجدول ف الذي وضعه Snedecor فاننا نجد ان قيمة ف ذات الدلالة عند (٠,٠٥) تنحصر بين ٢,٩٢، ٢,٨٤ وعند نسبة (٠,٠١) بين ٤٥١، ٤٦، ٤٥١ ولما كانت نسبة ف التي حصلنا عليها تفوق هذه النسب جميعها فهي بذلك تدل على وجود فروق حقيقية بين هذه المجموعات الاربعة في الاتحاهات.

ولكن علينا أن نسأل اي المجموعات هي السبب في زيادة التباين بين المجموعات عن التباين داخل المجموعات الى هذا الحد؟ . . علينا في هذه الحالة لنتبين حقيقة الامور ان نقوم بحساب معامل (ت) بين كل مجموعتين اي حساب (٦) معاملات في هذه الحالة اي بين المجموعة الاولى والثانية والرابعة ، والاولى والرابعة ، المجموعة الثانية والثالثة ، والأالية والرابعة .

وبحساب قيمة (ت) للمجموعات الاربعة توصلنا للجدول التالي:

الدلالة عند ٠,٠١	الدلالةعند( ٥٠,٠ )	قيمة ت	الجموعات
אן כלוף	אן געינג	1,1+1	7.1
ليس لما دلالة	ليس لها دلالة	1,44	7.1
ليس لما دلالة	ليس لما دلالة	٧,٨٧	£: \
ليس لما دلالة	ليس لما دلالة	Y,11	44.4
א נעוג	نا دلالة	14,41	\$1.7
มีนุ่ว น	لما دلالة	0,41	117

والمجموعتين الثالثة والرابعة هي المجموعات التي كانت قيمة ت اكبر قيمة بالنسبة للقيم كلها وبذلك يتبين ان هناك فروق حقيقية في الاتجاهات وان كانت المجموعات الاولى والرابعة يمكن ان يكونا ذات اتجاهات واحدة وليس بينهما فروق وكذلك الامر بين المجموعات الثانية والرابعة ...

تمارين:

١ - احسب نسبة (ف) من الدرجات التالية ليتبين ما اذا كان هناك فرق بين
 المجموعات الاربعة ام لا..

٥	ج	ب	1
*	۲	٣	٥
۳	۲	٥	٨
٣	۲	٥	٨
*	۲	٣	٥

٢ - طبق اختيار ادائي بسيط على مجموعة مكونة من ثلاثة مجموعات والمطلوب
 التأكد من وجود فرد ذو دلالة بين في اداء هذه المجموعات الثلاثة;

جہ	ب	i
Ψ	٦	1.
4	٧	٧
Y	£	1.
٧	Ĺ	17
٦	4	١٢
۲	٩	11



# فهرس الكتاب

### صفحة

Υ.	المقدمةالمتعادية المتعادية الم
•	الفصل الأول
٩	المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة
١.	المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعةا
1.5	خطوات عمالية الجدولة
١٤	جدولة التكرار النسبي
۱٥	بيان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية
,	التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات
17	وللنسب المئوية للأوزان ٤٠ طالباً
١Ÿ	التمثيل البياني _ خطوات رسم المدرج التكراري
۱۸	خطوات رسم المضلع التكراري
14	المنحنى الصاعدالمنحنى الصاعد المنحنى
۲.	خطوات رسم المنحني الصاعد
	الانباك الاحد كر المنحضالات
۲.	المنحنى الاعتدالي
۲۱	٢) المنحنيات الملتوية
<b>TT</b>	٣) المنحنيات ذات القمتين ٢٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠

# الفصل الثاني

40	مقاييس النزعة المركزيةمقاييس النزعة المركزية
27	التمسط الحساق
44	استخراج المتوسط الحسابي
٣٠	حساب المتوسط باستخدأم متوسط فرضي
٣٣	حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة
44	كيف تقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري
£¥	المتوال
££	حساب المنوال بالرسم من التكوار الممهد
٤Y	متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية
	الفصل الثالث مقاييس التشتتمقاييس التشتت
٥١	مقاييس التشتتمقاييس التشتت
٥٢	- 11-11 - 11-11-11-11-11-11-11-11-11-11-
٤٥	نصف المدى الربيعينصف المدى الربيعي
٥٥	كيف نحسب الربيع الادنى والربيع الأعلى
٥٧	البيو الأدنى والربيع الأعل
٦.	الانحراف المتوسطالانحراف المتوسط
٦٢	حساب الانحراف المتوسط من جدول تكراري
ΥV	الانحراف العياريالانحراف العياري
۷۲	حساب الانحراف المعياري من جدول تكراري
۸.	
	مقارنة بين مقاييس النشتت

	الفصل الرابع
٨٧	لعيناتلعينات
	نواع العينات _ العينة العشوائية _ العينة المقيدة
٨٩	لعينة الطبقية ـ الدرجة المعيارية
98	لخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية
42	لمتين المستريد المستر
	القصل الخامس
1.1	معاملات الارتباط
1.4	معامل ارتباط الرتبمعامل ارتباط الرتب
11.	معامل ارتباط بيرسون
112	معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي
110	معامل ارتباط بیرسون من جدول مزدوج
118	جدول ارتباط مزدوج
114	أمثلة
170	معامل التوافقمامل التوافق
۱۲۷	معامل فايمامل
141	معامل الارتباط الثنائيمعامل الارتباط الثنائي
177	الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية
	الفصل السادس

/حساب دلالة معاملات الارتباط .....

الفصل السابع			
131	م مقاييس الدلالة _ اختبارات وت أ		
٨٤٨	سحساب الدلالة		
1 2'9	انسة الاحتالات		
	الفصل الثامن		
۱۵۳	تحليل التباين		

تم بحمدالله







Converted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

